



REVISTA LATINOAMERICANA DE POBLACIÓN

Año 12
Número 22
Enero-junio de 2018



REVISTA LATINOAMERICANA DE POBLACIÓN

Año 12
Número 22
Enero-junio de 2018



Contenido

NOTA DE LOS EDITORES	4
NUMBER OF CHILDREN IN A HOUSEHOLD AND CHILD WELL-BEING Gilbert Brenes-Camacho	5
MOVILIDAD CIENTÍFICA Y REDES DE VINCULACIÓN INTERNACIONAL. EL CASO DE LOS INVESTIGADORES URUGUAYOS Sofía Robaina	32
LA MIGRACIÓN INTERNA EN COLOMBIA EN LA TRANSICIÓN AL SIGLO XXI. UNA APROXIMACIÓN MULTIESCALAR Sulma Marcela Cuervo Ramírez, Alisson Flávio Barbieri y José Irineu Rangel Rigotti	50
PREVALENCIA DE DISCAPACIDADES EN ACTIVIDADES BÁSICAS DE LA VIDA DIARIA Y CONDICIÓN SOCIOECONÓMICA DE LAS PERSONAS MAYORES: ANÁLISIS COMPARADO ENTRE ARGENTINA Y MÉXICO Malena Monteverde, Laura Acosta, María Guadalupe Ruelas González y José Luis Alcantara Zamora	69
LA EMANCIPACIÓN DE LOS JÓVENES INDÍGENAS URBANOS EN MÉXICO Germán Vázquez Sandrin y Elsa Ortiz-Ávila	85
CONEXIONES DEMOGRÁFICAS Isalia Nava Bolaños y Laura Acosta en diálogo con Roberto Ham Chande	106

Nota de los editores

Es muy grato presentarles el número 22 de la *Revista Latinoamericana de Población* (RELAP). Nos complace además informarles que RELAP ha incorporado el DOI (digital object identifier), cuyo principal objetivo es contribuir a la mejor localización de los artículos en internet.

Queremos anunciarles también que la revista ha incorporado la tecnología de marcación de artículos promovida por la Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal (Redalyc). Esta innovación mejorará los metadatos de cada artículo y su visualización en el portal Redalyc, para que sean más accesibles y amables de navegar y para mejorar su gestión tanto para los autores como para los lectores. Además, estamos avanzando en la incorporación del *digital object identifier* (DOI), que contribuirá a una mejor localización en internet de los artículos publicados en la RELAP.

Mientras escribimos estas palabras, seguimos de cerca la preparación del *VIII Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población*, a celebrarse en octubre de este año en Puebla, México.

Es una buena ocasión para invitar a quienes estén trabajando en sus ponencias a que envíen sus trabajos a la RELAP.¹ El congreso será además una oportunidad ideal para encontrarnos con autores, evaluadores y lectores de la revista. ¡Nos vemos en Puebla!

Wanda Cabella, editora

Ignacio Pardo, editor adjunto²

1 El plazo para el envío de manuscritos a ser publicados en el número 23 de RELAP vencerá este 14 de setiembre.

2 Wanda Cabella e Ignacio Pardo son investigadores y docentes del Programa de Población de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República, Uruguay.

Number of children in a household and child well-being

Cantidad de niños en el hogar y bienestar de los niños

Gilbert Brenes-Camacho¹

Universidad de Costa Rica

Abstract

The quantity/quality tradeoff argument in explaining fertility decline has focused on the association between more education among children and fewer siblings. Human capital formation is also related to other dimensions of well-being. The goal of this analysis is to perform cross-national comparisons on the association between the number of children in a household and three measures related to child well-being: being harshly disciplined, mildly disciplined and child labor. The analysis is based on logistic regressions estimated using the Multiple Indicators Cluster Survey (MICS) datasets of 24 nations grouped into four regions. At the micro level, there is a direct association between families having more children and both the odds of children working and the odds of children being harshly disciplined, but the association is weak for mild discipline. In general, the associations found at the micro level reflect the findings that countries with higher fertility have also higher proportions of children working or being harshly disciplined.

Keywords: Children. Fertility. Child labor. Child welfare.

Resumen

El argumento del intercambio entre cantidad y calidad para explicar el descenso de la fecundidad se ha enfocado en la asociación entre la educación de los niños y tener menos hermanos. La formación de capital humano también está relacionada a otras dimensiones del bienestar. El objetivo del análisis es efectuar comparaciones entre países acerca de la asociación entre el número de niños en el hogar y tres medidas de bienestar: disciplina dura, disciplina leve y trabajo infantil. El análisis se basa en regresiones logísticas estimadas con las bases de datos de las encuestas Multiple Indicators Cluster Survey (MICS) de 24 naciones agrupadas en cuatro regiones. A nivel individual, hay una asociación entre la cantidad de niños que tienen las familias y los momios de trabajo infantil y de castigar fuertemente a los menores, pero la asociación es débil para disciplina leve. En general, las asociaciones encontradas a nivel individual reflejan el hallazgo de que países con mayor fecundidad tienen también proporciones más altas de niños trabajando y de menores castigados fuertemente.

Palabras clave: Niños. Fecundidad. Trabajo infantil. Bienestar en la niñez

Recibido: 6/12/2017. Aceptado: 4/6/2018

1 Posee una Maestría en Estadística, una Maestría en Salud de la Población, y un Doctorado en Sociología de la Universidad de Wisconsin-Madison. Es investigador en demografía del Centro Centroamericano de Población (CCP) y profesor asociado de la Escuela de Estadística de la Universidad de Costa Rica (UCR). Su investigación se centra en procesos de envejecimiento en América Latina, mortalidad y salud, y proyecciones de población. <gbrenes@ccp.ucr.ac.cr>

Introduction

Education is declared a child's right (United Nations General Assembly, 1989); therefore, school attendance is a well-known indicator of their well-being. Becker and colleagues (Becker & Lewis, 1974; Becker, 1992) have theoretically linked school attendance and fertility through their theory about the quantity/quality tradeoff: parents who want to invest more in their children's human capital on average have fewer children. These ideas have been influential in explaining the so-called fertility transition. Research aimed at testing this theory has focused on children's educational outcomes according to their number of siblings. Authors have generally found that a child with fewer siblings is less likely to drop out of formal education and hence has more years of schooling (Black, Devereux & Salvanes, 2005; Li, Dow & Rosero-Bixby, 2014; Lloyd & Gage-Brandon, 1994; Lu, 2009; Marteleto & de Souza, 2012 and 2013; Patrinos & Psacharopoulos, 1997; Ponczek & Souza, 2012). However, some results using complex econometric designs do not always support the hypothesis (Cáceres-Delpiano, 2006; Conley & Glauber, 2006).

Whereas educational attainment is the typical operationalization of human capital, it is not the only measure of child well-being. There is less research describing the relationship between other measures and the number of children in a family. The Multiple Indicator Cluster Surveys (MICS) have been conducted in developing countries to produce comparable statistics about child welfare (UNICEF, 2015). This article aims to analyze the association between the number of children in the household and three measures related to child well-being (or constraints to it) investigated by MICS: child labor, harsh discipline and mild discipline (UNICEF, 2015). This article aims to study whether there is an association between the number of children on the one hand and child labor and degrees of discipline on the other. The article stresses differences between regions as a way to approach differentiation across levels of socio-economic development and across cultural settings.

Literature Review

Well-being indicators

Human well-being is an abstract concept that has been operationalized in different ways depending on the discipline interested in the topic. Health sciences emphasize physical and mental well-being (UNDP, 2015; UN Sustainable Development Solutions Network and Earth Institute, 2016; WHO, 2012), while economics usually measures the concept based on having enough material resources to spend or invest in goods and services that maximize utility (Hayo & Seifert, 2003; Slottje, 1991). Recent literature on happiness highlights the link between well-being and satisfaction with life (Diener & Biswas-Diener, 2002; Kahneman & Krueger, 2006; Rojas, 2006).

Measuring child well-being has been linked with the United Nations Convention on the Rights of the Child (CRC) (Ben-Arieh, 2005). A child is faring well if a society provides him or her with the conditions to fulfill all their rights as a human being. Scholars agree that child well-being is a multifactorial construct. With aggregated data, Kristin Moore (1997) recommends a series of criteria to construct social indicators about the topic. Among those, it is worth highlighting the need to cover different areas (health, education, family life) and

different ages. The indicators should be clearly understood and include both positive and negative outcomes, and they should be reflective of social goals.

Education and 'sibship size'

Following Gary Becker and H. Gregg Lewis (1974), the quantity/quality tradeoff literature has focused on determining the causal relationship between the number of siblings (a.k.a. 'sibship size') and educational achievement. Econometric articles use quasi-experimental designs or instrumental variable methodologies to try to compute the magnitude of the association when controlling for other endogenous or confounding covariates. Joshua Angrist, Victor Lavy and Analia Schlosser (2010) use two instrumental variables in the same estimation equation – multiple births and same-sex siblings, in addition to several parity levels – to measure the relationship with educational attainment in Israel. In the two-stage estimation strategy, they find significant negative coefficients for the instrumental variable in the first stage, but these coefficients are no longer significant in the second stage. They conclude that there is no clear evidence in Israel for the quantity/quality tradeoff. Sandra Black, Paul Devereux and Kjell Salvanes (2005) in Norway and Li, Zhang and Zhu (2008) in China use similar results methods based on the birth of twins as an instrumental variable of exogenous increase in family size, and both find that sibship size significantly predicts fewer years of schooling. In Norway, however, the size of the association decreases when birth order is accounted for. Leticia Marteleteo and Laeticia de Souza (2013) also use twins in Brazil as an instrumental artifact to control for the endogenous relationship between number of siblings and schooling; the birth of twins is considered an unplanned increase in the number of children that is independent of plans for educating children. They find that, in Brazil, the association has varied over the 1977-2009 period: the instrumental variable coefficient for increases in family size is negative during periods of high fertility and low educational aspirations, but it changes after Brazil reached low fertility and increased educational attainment. Based on census information and retrospective data from a longitudinal survey on the elderly – the CRELES project –, Jing Li, William H. Dow and Luis Rosero-Bixby (2014) operationalize sibship size using sex composition of the first two siblings as an instrumental variable. They find that the number of siblings reduces educational attainment (the probability of completing at least one year of secondary education), especially among girls, but – as per Marteleteo & de Souza (2012) – the relationship almost disappears among children born more recently (after 1980). Dalton Conley and Rebecca Glauber (2006) use a similar approach defining sibling sex composition as an instrumental variable; they find evidence of the causal relationship for minorities (Asians, Blacks, Hispanics), but not for whites in the U.S.

Aside from methodological strategies to measure the causal relationship, other literature takes interest in the cultural settings that moderate or modify the association. In developing countries, the correlation between family size and education might also be conditioned by cultural differences. In South Africa (Lu, 2009), a significant association is found among White nuclear families, but not among Blacks; the author argues that the lack of statistical relationship among the latter might be related to the way extended families rely on support from kin to afford the costs of child rearing. In Ghana, because of traditional gender roles, older girls have unequal access to family resources when sibship size increases, thus reducing their chances of remaining in school (Lloyd & Gage-Brandon, 1994). In China (Lu & Treiman, 2008), the association between number of siblings and educational attainment

varies by place of residence (urban or rural) and by the historical period during which people started elementary school; during the Revolution and the Economic Reform, urban children have on average fewer years of schooling when they have more siblings. However, for rural children, the negative association is only observed during the early years after the transition to communism.

However, Jere Behrman (1987) questions whether schooling is a good proxy for child quality. According to him, quality and schooling are associated if there are financial transfers from parents to children aside from the investment in education. These transfers are related to parental concern over child inequality given differential endowments within the household. In a similar fashion, Naila Kabeer (2000) argues that the quality/quantity tradeoff arises from an inter-generational contract conditioned by the social environment. Parents can decide to invest in children's schooling when access to health and family planning allows greater infant survival; additionally, parents' decisions for improving their children's human capital may be partially motivated by their own social needs in old age. According to this researcher, exploitation and neglect of children during the Industrial Revolution was allowed with their parents' consent. In this sense, children's human capital – as measured by educational attainment – is just one among a wide set of factors that explain children's well-being.

Child labor and sibship size

Following the preceding assertion, this article intends to analyze the association between the number of children in a household and other measures of child well-being aside from educational attainment. Child labor is one of these indicators. Child labor is an indicator of the quantity/quality tradeoff. According to Gary Becker (1992), the “price” of children determines the “demand” for children. This price is established by the cost of rearing them and the rate of return produced by investing in them; assuming rational optimality, the quality of children is equivalent to the expenditure – especially on education and health – that parents make on them. In other words, the balance is made on whether education can be afforded after other expenditures, or – in consideration of all other consumption and savings/investment decisions – whether the cost of the education is worth it. Using rural farmers' families in the past as an example, this author argues that children who work (in a family business or elsewhere) or that do household chores contribute to family income. This reduces the net cost of rearing children, therefore, the demand for children increases. In this sense, the number of children in a household should be positively associated with the probability that one of these children would work. Nonetheless, Jean Marie Baland and James A. Robinson (2000) explain that keeping children working and out of school is inefficient for families and the economy, and also that in certain conditions a reduction in child labor may lead to reduced fertility.

The decision to send a child to school instead of to the market also depends on remaining family income. If the cost of education exceeds family income, parents might decide to make the child work in order to contribute to family income, or just make the child stay at home and dedicate time to family chores (Jensen & Nielsen, 1997). The family and community context mediates the relationship between the number of children and child labor; higher distance between the home and the education institution or bad infrastructure may hamper a child's possibilities to go to school in favor of market activities. On the contrary, the presence of more adults (and hence more income earners) in extended households may reduce the

need of child labor; patriarchal cultural norms may also increase parental preferences to send children to work instead of to school (Webbink, Smits & De Jong, 2012).

Several researchers have delved into the topic of the relationship between sibship size and child labor, most often simultaneously incorporating the effect of school attendance. In Brazil, Vladimir Ponczek and Andre Portela Souza (2012) also employ exogenous increases in family size due to twins – based on census data – to show that this increase is negatively related to educational outcomes, and directly related with labor force participation for both boys and girls and with more household chores for girls. In Peru, Harry Anthony Patrinos and George Psacharopoulos (1997) report that the number of younger siblings is associated with less schooling for the child, but this relationship might be conditioned by whether children must work to contribute to the household. In Brazil, Marteleto and de Souza (2013) do not find a significant association between family size and education, but they do show that male or older adolescents are more likely to work and contribute economically to the household when the number of younger siblings increases. In Indonesia, family size predicts higher number of hours spent in market activities, rather than more hours dedicated to academic activities (Hsin, 2007).

Parental discipline and number of children in the household

Parenting strategies are determined by characteristics of the child, the parent, and the social, economic and cultural context, and these characteristics often interact with each other (Belsky & Jaffe, 2006; Bradley & Corwyn, 2005). The proximate determinant of disciplining a child would often be the reaction of the parent to specific child behaviors; violent discipline might then be presumed to be a function of parents' stress due to these behaviors, in a context of other family and social stressors such as poverty, social isolation, work schedules, etc. (Belsky, 1980).

The number of children to be cared can be one of these stressors. Whereas in larger households there is more family socialization, a literature review article explains that in such households corporal punishment is more likely, because parental control is more authoritarian. The evidence suggests that having more children is associated with less differentiation in how parents treat them. Crowding might lead to tension among children and between parents and offspring (Wagner, Shubert & Schubert, 1985). This latter review was written in the 1980s, and there is no similar review found in later years. However, recent articles describe links between the number of children in the household and parental treatment of them. In the U.S., empirical evidence suggests that younger children are disciplined more often than older siblings (McHale *et al.*, 1995), although parental discipline might be related to past misbehavior by older children and may also be conditioned by the neighborhood's social context among African Americans (Brody *et al.*, 2003). The odds of parents disciplining children might not necessarily be related to household size *per se*, but to birth spacing; according to Rhonda Richardson *et al.* (1986), parents are stricter with adolescent children if the difference in ages among siblings is small. Other studies in the U.S. find that the association between birth order and parent-children relations is not clear (Suitor *et al.*, 2008). Joseph Hotz and Juan Pantano (2015) report that parents are stricter regarding older children's poor academic performance than with younger children, and also that the degree of discipline declines as the number of children increases. Choosing between mild or harsh discipline might also be related to parental involvement. In Great Britain, David Lawson and

Ruth Mace (2009) show that having more children is related to less time per child invested by parents in key care activities; younger offspring were more affected by this lower (average) investment. In the U.S., the first-born child receives more quality time from parents than later-born children, but this difference decreases as children get older (Price, 2008). In the same country, empirical evidence suggests that younger children are disciplined more often than older siblings (McHale *et al.*, 1995), although parental discipline might be related to past misbehavior by older children and conditioned by the neighborhood's social context among African Americans (Brody *et al.*, 2003). The odds of parents disciplining children might not be necessarily related to household size *per se*, but to birth spacing; according to Richardson *et al.* (1986), parents are stricter with adolescent children if the difference in ages among siblings is small. Other studies in the U.S. find that the association between birth order and parent-children relations is not clear (Suitor *et al.*, 2008). Hotz and Pantano (2015) report that parents are more stringent regarding older children's poor academic performance than with younger children, and the degree of discipline declines as the number of children increases. In general, the literature reviewed shows that there is a relationship between the number of children in a household and child well-being as operationalized with measures other than educational attainment.

This statistical association might also be mediated by individual attitudes about punishment, and by how cultural differences are linked to these attitudes. Using the Multiple Indicator Cluster Surveys (MICS) datasets of 2005-2006, Manas Akmatov (2010) shows that parental attitudes towards corporal punishment predict the likelihood of child abuse. The prevalence of such attitudes is highest in the African and Arabic countries covered by the MICS. Akmatov also reported that larger households are associated with a higher prevalence of harsh discipline. Similar cultural differences in attitudes and habits regarding child discipline are observed in the multi-country HOME study (Bradley & Corwyn, 2005).

It is important to acknowledge that I select child discipline as a dependent variable in the analysis because UNICEF (Akmatov, 2010; UNICEF, 2015) considers child abuse and harsh discipline as indicators of lack of well-being. There are no studies or theoretical texts that link child discipline with the "quantity/quality tradeoff" literature, which is the key explanation for the relationship between child labor and sibship size.

Methodology and data

I use data from the MICS conducted by national governments with support from UNICEF (UNICEF, 2015). The advantage of using such data is that it is based on a standardized questionnaire that allows cross-country comparisons. There are 24 countries grouped into four regions that are relatively different from the regional division used by the United Nations: East and Central Asia, Latin America & the Caribbean, Middle East and North Africa and Sub-Saharan Africa. I only use surveys with data collected between 2010 and 2014. I only select datasets that are representative of the total population of a given country, excluding those focused on a single region. The only exception is Palestine which is included to increase representation of Muslim nations on the Asian continent. The exclusion of certain countries – despite their importance regarding the prevalence of child labor or parenting styles, or in declines in household size or in fertility – is explained exclusively by data availability.

MICS surveys are conducted according to an agreement between national governments and UNICEF.

All surveys have a similar probabilistic three-stage sample design where geographical clusters of houses (census enumeration areas) are selected in the first stage, and households in the second stage. The selection of individuals in the third stage depends on the information that is sought. Household characteristics are recorded for the household as a unit, and hence the information refers to all household members. In most countries, the child labor module is asked regarding all children aged 5 to 14; the age range is extended from ages 5 to 17 in countries in Sub-Saharan Africa and in East and Central Asia; in Argentina, it is restricted to ages 5 to 13. In four countries (Mongolia, Sao Tomé, Sudan and Vietnam) only one minor is selected randomly from the complete set of children in the target age range. The child discipline questionnaire is recorded for children aged 1 to 14 in 11 countries and for children aged 2 to 14 for 13 countries; in Argentina, the target age ranges from 2 to 17. One child is selected randomly from all the children within the targeted age range. Given that the target population for the child labor questions is different than the target population for discipline, the children studied in the child labor analysis are not necessarily the same as the children studied in the discipline analysis.

When pooled together, the total sample size of the 24 countries is 96,549 children for child labor (see Table 4 for sample sizes of each region), and 163,415 children for harsh and mild discipline (see tables 7 and 9 for sample sizes of each region). The sample sizes range from 330 children in Palestine for the child labor analysis to 24,243 children in Iraq for the analysis related to discipline.

The main independent variable is the number of children aged 0 to 17 years old in the household. Information is computed from the household questionnaire. It is not possible to define this variable as the number of children ever born to a specific mother (which is consistent with Becker's theory) because there is not always information about the total number of siblings of the child selected for the discipline module, due to the way the questionnaire is constructed. The selected age range responds to the definition of children according to the Convention on the Rights of the Child (United Nations General Assembly, 1989), which stipulates that a child is a person below the age of 18. Given this definition, it is expected that most people within this age range and living in a household are dependent on the adults of the same household. Dependence is an important criterion for discipline because dependence assumes an asymmetrical relationship between adults and minors. Additionally, dependence might also define certain obligations from children to parents, especially when participating in the labor market. Although this assumption does not always hold, this is the most generalizable definition that could be applied uniformly to all the countries in the MICS project. In addition, cross-country comparisons show that, outside of Europe and North America, the mean age of multiple transitions to adulthood (leaving the educational system, having first child) occur between 17 and 20 (Bernard, Bell & Charles-Edwards, 2014). This pattern suggests that children's dependence on adults in their household generally applies under the age of 18.

Initially, I computed a variable that referred to birth order, i.e. whether the child was the first one to be born, the second, etc. However, this variable was excluded from the analysis because its high correlation with the number of children produced multicollinearity in most of the models. The high correlation was due to the fact that most households have less than

4 children, and therefore the birth order values were similar to the values of the number of children in the household. In order to control for the important effect of birth order (Lawson & Mace, 2009; Marteleto & de Souza, 2013; Patrinos & Psacharopoulos, 1997; Price, 2008), I create a dummy variable that is equal to 1 if the child that is analyzed is the eldest of all household children ages 5 to 17.

The first dependent variable is binary; it is equal to 1 if the respondent reports that the child works. The concept may include paid or unpaid labor but does not include domestic chores in the home. The question is included in the household questionnaire. Eight countries do not collect this information. The second dependent variable is harsh discipline; MICS's documentation calls it violent discipline. It is based on a battery of questions about methods of disciplining children below the age of 14, based on psychological aggression or physical punishment (UNICEF, 2015: 23). It is a binary variable that is equal to 1 if the selected child has been disciplined with at least one of a series of six harsh/violent methods:

- Shook (him/her).
- Spanked, hit or slapped (him/her) on the bottom with bare hand.
- Hit (him/her) on the bottom or elsewhere on the body with something like a belt, hairbrush, stick, or other hard object.
- Hit or slapped (him/her) on the face, head or ears.
- Hit or slapped (him/her) on the hand, arm, or leg.
- Beat (him/her) up, that is hit him/her over and over as hard as one could.

The third dependent variable is mild discipline and is also a binary variable equal to 1 if the selected child has been disciplined with at least one of two mild methods:

- Took away privileges, forbade something (name) liked or did not allow (him/her) to leave the house.
- Explained why (name)'s behavior was wrong.

These two latter variables can be considered as recodifications of scales. Cronbach's alpha for the harsh discipline scale and the mild discipline scale are 0.723 and 0.597, respectively. Principal component analyses show that both scales are unidimensional, using the largest eigenvalue criterion. Variables are binarized to facilitate the interpretation of the indicators as the odds of the prevalence of being harshly or mildly disciplined. Additionally, the harsh discipline scale is positively skewed with most of the values equal to 0. Cuba does not have information on mild discipline. It is important to clarify that mild discipline is considered beneficial to child well-being, while child labor or harsh discipline are considered deleterious to it.

The association between each dependent variable and the main independent variable is analyzed with logistic regressions. In order to control for spurious relationships, the equations are specified with other covariates that are associated with child labor or child discipline: sex and age of the child, education level of the household head and of the child's mother, and a wealth index that classifies the household by quintile. The wealth index is part of the standardized variables proposed by UNICEF for MICS and is created for each country using principal component analysis of a series of socioeconomic variables related to housing material quality (access to water and toilets; materials for floors, roofs and walls; number of rooms; energy for cooking; assets such as TVs, vehicles, computers, etc.; land ownership; livestock; etc.). I recode the wealth index into a binary variable, with households in the first two quintiles being assigned a value of 1 and those in the upper three quintiles a value of 0. I decided

to use this recoded variable in order to compute interactions between household wealth and the number of children because several authors state that the relationship between the number of children and child labor (Jensen & Nielsen, 1997; Patrinos & Psacharopoulos, 1997) or child discipline (Belsky & Jaffe, 2006; Bradley & Corwyn, 2005; Brody *et al.*, 2003) varies by socio-economic status. The interactions are useful to test whether there are differences in the odds ratios between poorer and wealthier households. The interactions also allow me to compute odds ratios for each wealth group while retaining the same sample size and, hence, not reducing statistical power for the country-level analysis.

In the final equation of a series of sequential models, I control for the Gini index in each country as a measure of income inequality, given that it is associated with child well-being (Pickett & Wilkinson, 2015). Theory suggests that higher income inequality is associated with lower social mobility, and therefore with lower chances of human capital investment (Corak, 2013). Income inequality also hinders the chances of children staying in the education system and thus incentivizes child labor. Additionally, in the U.S., there is evidence of a positive correlation between income inequality and child abuse (Eckenrode *et al.*, 2014). Some authors suggest that income inequality produces stress in lower income individuals because of social status comparisons and features of the social structure which are challenging for them (Wilkinson and Pickett, 2009). Therefore, the association between child discipline and the number of children in a household might be confounded by other stressors such as income inequality. Income inequality data are retrieved from The World Bank (2018), as well as from SALISES (2012) for Barbados and Brundenius (2009) for Cuba. I also control for the minimum legal age for a child to be allowed to work formally, because this variable might be explaining cross-country differences, using data from the ILO's website on the ratification of the Minimum Age Convention (ILO, 2018).

I estimate several specifications for the logistic regressions used to analyze the relationship between the number of children and the three indicators of child well-being. In the first set of equations for each country, the model can be represented by the following formula:

$$\text{logit} \left(\frac{P(Y_i = 1)}{1 - P(Y_i = 1)} \right) = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_{4i} + \beta_5 X_{5i} + \beta_6 X_{6i}$$

where:

- Y_i : any of the binary dependent variables for each child i : child labor, child harshly disciplined, or child moderately disciplined
- X_{1i} : main independent variable: number of children in the household
- X_{2i} : sex of child i .
- X_{3i} : age of child i
- X_{4i} : education level of household head
- X_{5i} : education level of child i 's mother
- X_{6i} : recoded household wealth index. It is equal to 1 if $X_{6i} \leq 2^{nd}$ quintile and it is equal to 0 if $X_{6i} > 2^{nd}$ quintile.

I also estimate a model with an interaction between the number of children in the household and the recoded version of the wealth index. Testing for this interaction term is important because the literature suggests that economic need – and subsequent stress – caused by a larger number of children affects low income families more than high income families (Belsky, 1980; Brody *et al.*, 2003; Patrinos and Psacharopoulos, 1997). The specification of the new model with interactions is:

$$\widehat{\log} \left(\frac{P(Y_i = 1)}{1 - P(Y_i = 1)} \right) = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_{4i} + \beta_5 X_{5i} + \beta_6 X_{6i} + \beta_7 (X_{1i} * X_{6i})$$

Given this specification with an interaction, the odds ratio for the number of children is computed as $\exp(\beta_i)$ for high-wealth households, and as $\exp(\beta_i + \beta_j)$ for low-wealth households.

$$\begin{aligned} \widehat{\log} \left(\frac{P(Y_i = 1)}{1 - P(Y_i = 1)} \right) &= \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_{4i} + \beta_5 X_{5i} + \beta_6 X_{6i} + \beta_7 (X_{1i} * X_{6i}) \\ &\quad + \sum_{k=1}^K (\gamma_{ki} D_{ki}) \end{aligned}$$

Additionally, in order to analyze country-level variables and to have higher statistical power, I construct pooled datasets, joining all country datasets into a single one for each region and for the whole set. The first models exclude the Gini index and the minimum legal working age; hence, I estimate a fixed-effects model that defines each country as part of a stratum. The model without an interaction can be expressed as:

$$\begin{aligned} \widehat{\log} \left(\frac{P(Y_{ij} = 1)}{1 - P(Y_{ij} = 1)} \right) &= \beta_0 + \beta_1 X_{1ij} + \beta_2 X_{2ij} + \beta_3 X_{3ij} + \beta_4 X_{4ij} + \beta_5 X_{5ij} + \beta_6 X_{6ij} + \beta_7 (X_{1ij} * X_{6ij}) \\ &\quad + \beta_8 X_{8j} + \beta_9 X_{9j} + \varepsilon_j \end{aligned}$$

where:

- K: number of countries pooled together
- D_{ki} : dummy variable that refers to the k^{th} country in the pooled set

Given the need to include the country-level variables, I estimate a multilevel random-intercept model to control for within-country variability. This model is more advantageous than the fixed effects model because it allows to correct for the standard error of the country-level variables, that are constant within each country. The equation of this multilevel model can be expressed as:

$$\widehat{\log} \left(\frac{P(Y_i = 1)}{1 - P(Y_i = 1)} \right) = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_{4i} + \beta_5 X_{5i} + \beta_6 X_{6i}$$

where:

- i: subscript indexing at the child level
- j: subscript indexing countries
- X_{8j} : Gini index at the country level
- X_{9j} : minimum legal working age. Only used in the models for child labor.
- ε_j : country-level error term

I also try to estimate ordinal logistic models where the dependent variables are the harsh and mild discipline scales, to analyze the relationship between the independent variables and varying degrees of harsh and mild discipline. The multilevel random-intercept models are not possible to estimate because of convergence limitations. Fixed effects ordinal models' results are very similar to the fixed effects binary logistic models, which means that it is sufficient to dichotomize the scales in order to study the association between the number of children and the rest of the covariates.

Table 1
Household head's mean number of children, and percentage of children working,
harshly disciplined, or mildly disciplined, by region and country

Region	Country	Mean number of children	% Working	% Harshly disciplined	% Mildly disciplined
East and Central Asia	Laos	2.9		41.9	83.2
	Nepal	2.3	49.1	52.1	90.3
	Mongolia	1.8		27.1	80.7
	Vietnam	1.8	29.5	42.9	90.9
Latin America and Caribbean	Belize	2.7	16.0	55.2	89.5
	Panama	2.4		28.9	62.6
	Argentina	2.3	4.7	41.0	87.4
	Costa Rica	2.0	6.4	33.0	90.6
	Uruguay	2.0		26.8	87.8
	Jamaica	1.7	14.3	66.2	83.7
	St. Lucia	1.6	11.2	43.5	75.0
	Barbados	1.4	2.5	53.3	76.3
	Cuba	1.3		31.9	
Middle East and N. Africa	Iraq	4.7	8.4	60.6	88.3
	Palestine	4.3		70.8	93.4
	Sudan	4.3	32.1	46.7	74.7
	Mauritania	3.9	25.8	76.3	88.6
	Algeria	3.8	5.7	67.9	88.3
	Tunisia	2.9	3.5	72.1	92.1
Sub-Saharan Africa	Nigeria	4.3	63.5	79.8	87.4
	Ghana	3.3		71.2	88.4
	Malawi	2.8	46.4	44.2	84.0
	Sao Tome	2.4	40.5	68.9	70.3
	Zimbabwe	2.1		36.5	76.5

Source: MICS. UNICEF (2015).

Results

At the wake of the 21st century, most countries in the world are well advanced in their demographic transition. While Latin America and the Caribbean and Eastern Asia have fertility levels similar to the most industrialized regions, some African countries and especially most Muslim-culture countries still have relatively high fertility. Nations studied by MICS have varying fertility levels. Table 1 presents these differences clearly, although the mean number of children per household cannot be said to be identical to the total fertility rate (TFR). In the broader regions denoted as “East and Central Asia” and “Latin America and the Caribbean”, the mean number of children is below 3. Fertility is lower in

the English-speaking countries of the Caribbean (except in Belize) than in the continental Spanish speaking countries, even though Panama, Argentina, Costa Rica and Uruguay are regional leaders in the Demographic Transition process. In the Middle East and North Africa, only Tunisia has an average that is below this threshold. In Sub-Saharan Africa, the mean number of children is highest in Nigeria and Ghana and lowest in Zimbabwe and Sao Tome. In the latter region, the greater the Muslim proportion of the population, the higher the mean number of children.

Table 1 also presents descriptive statistics for the main dependent variables in the analysis: the percentage of children that are working, and the percentages of children disciplined with harsh methods and with mild methods. As mentioned before, even though MICS's questionnaires are considerably standardized, there are certain topics that are not investigated by some countries. Table 1 shows this partial absence of questions. Children in the labor force seem more common in East and Central Asia and in Sub-Saharan Africa than in the other two regions, and this proportion is particularly high in Nigeria, Malawi and Sao Tome. In terms of methods for disciplining children, mild methods are more frequent than harsh methods. The proportion of children harshly disciplined is generally higher in Africa and the Middle East than in Latin America or Asia, although in Jamaica, 66% of children experience this kind of discipline. On the contrary, this proportion is relatively low in Zimbabwe. As for the percentage of children disciplined with mild methods, this is above 75% in most of the countries, with Panama, Sao Tome and Sudan being the only exceptions.

Does a cross-national comparison with aggregated figures support the notion that a larger number of children hinders child well-being? In general, regions with a higher mean number of children have higher percentages of child labor and harsh discipline. This is clearest in Sub-Saharan Africa and in East and Central Asia, especially for the child labor indicator. However, the pattern is not clear in the other regions. This result appears to support the literature referenced above. However, it is important to analyze individual-level data.

At the micro level, logistic regressions enable to inspect the relationship between the variables of interest, controlling for other covariates. Equations with interactions are estimated in order to analyze whether there are differences in the magnitude of the association between high- and low-wealth families. According to the figures in Table 2, there is a positive association between the number of children in the household and the odds of there being a child worker. This means that in families with more children, the odds that one of the minors is working is higher than in families with fewer children. Odds ratios range from 1.03 to 1.25 and are significantly different from 1 with the exceptions of Vietnam, Mongolia, Argentina and Barbados. In Nigeria, the odds ratio is indeed significant but in the unexpected direction: families with more children have smaller odds of being child workers.

Interestingly, the highest odds ratios are observed in the Latin America region, especially in Jamaica. The available evidence does not enable to infer that this association is different across wealth levels, although the descriptive figures suggest that the association is stronger in high wealth families than in low wealth families in Jamaica, St. Lucia and Tunisia, while odds ratios appear to be higher for low income households in Vietnam and Sao Tome.

Table 2
Logistic regression odds ratio (OR) of working, given household head's number of children:
Simple equation and equation with interactions (95% confidence interval)

Region	Country	OR	OR High wealth	OR Low wealth
East and Central Asia	Nepal	1.06 (1.00; 1.12)	1.10 (1.01; 1.21)	1.09 (1.02; 1.16)
	Vietnam	1.04 (0.97; 1.13)	1.00 (0.88; 1.15)	1.07 (0.97; 1.18)
	Mongolia	0.98 (0.91; 1.06)	1.04 (0.90; 1.19)	0.98 (0.89; 1.07)
Latin America and Caribbean	Jamaica	1.25 (1.15; 1.35)	1.55 (1.31; 1.85)	1.22 (1.11; 1.33)
	St. Lucia	1.22 (1.00; 1.50)	1.38 (1.00; 1.90)	1.14 (0.88; 1.47)
	Costa Rica	1.16 (1.06; 1.27)	1.19 (0.95; 1.51)	1.18 (1.08; 1.30)
	Belize	1.13 (1.07; 1.19)	1.07 (0.95; 1.21)	1.17 (1.10; 1.23)
	Argentina	1.01 (0.97; 1.05)	1.06 (0.99; 1.14)	1.00 (0.96; 1.05)
	Barbados	0.83 (0.52; 1.33)	0.77 (0.34; 1.74)	0.83 (0.47; 1.46)
	Tunisia	1.11 (1.02; 1.21)	1.35 (1.11; 1.62)	1.08 (0.98; 1.19)
Middle East and N. Africa	Iraq	1.06 (1.05; 1.08)	1.07 (1.04; 1.10)	1.07 (1.06; 1.09)
	Algeria	1.06 (1.03; 1.09)	1.03 (0.98; 1.08)	1.07 (1.04; 1.11)
	Mauritania	1.05 (1.04; 1.07)	1.10 (1.07; 1.13)	1.02 (1.00; 1.05)
	Sudan	1.03 (1.01; 1.06)	1.04 (1.01; 1.08)	1.04 (1.01; 1.07)
Sub-Saharan Africa	Sao Tome	1.12 (1.03; 1.23)	1.08 (0.95; 1.22)	1.18 (1.04; 1.34)
	Malawi	1.10 (1.08; 1.11)	1.10 (1.08; 1.12)	1.09 (1.07; 1.12)
	Nigeria	0.98 (0.98; 0.99)	0.96 (0.95; 0.97)	1.00 (0.99; 1.01)

Source: MICS, UNICEF (2015).

Table 3
Logistic regression odds ratios (OR) of working, given household head's number of children and control variables, by model

Covariates	Model 1	Model 2	Model 3/1
Number of children	1.038*	1.039*	1.039*
Interaction number of children X Lower wealth hh		0.992	0.992
Position of child in birth order (1=Eldest; 0=Otherwise)		0.967	0.966
Minimum legal working age (country-level)			0.343*
Gini coefficient (in %)			0.976
Female child (base=Male)	0.825*	0.824*	0.824*
Child's age	1.251*	1.252*	1.251*
Recoded wealth scale (1=wealth<=2nd quintile; 0=Otherwise)	2.000*	2.062*	2.062*
Household head education (base=Primary or less)			
Middle school	0.860*	0.859*	0.859*
High school	0.599*	0.599*	0.599*
Post-secondary education	0.843	0.845	0.845
Unknown	0.702*	0.704*	0.704*
Child's mother's education (base=Primary or less)			
Middle school	0.821*	0.82*	0.82*
High school	0.594*	0.596*	0.596*
Post-secondary education	0.566*	0.569*	0.569*
Unknown	0.365*	0.368*	0.368*

Source: MICS. UNICEF (2015).

Note: *: $p < 0.05$; sample size=96,549; 1/ Multilevel random-intercept model.

The analyses with pooled datasets have higher statistical power to assess this difference (Table 3). Three models are estimated. The first model is equivalent to the basic models of Table 2. Across all countries in the dataset, the odds that a child works is 3.8% higher for each additional child in the household. After controlling for birth order (model 2) or for country-level characteristics (model 3), the value of the odds ratio remains similar. The interaction term for number of children and wealth shows that there are no differences between low-wealth and high-wealth households in the association under study. However, a child living in a poor household is twice as likely to be working than a child in a wealthy household. The minimum legal working age has an important effect: for each 1-year increment in the minimum legal working age, the odds of child labor decreases 66%. On the other hand, income inequality is not associated with child labor. Regarding the other covariates, the direction of the association is as expected. Girls and younger children are less likely to work. Also, the greater the wealth and the education of the household head and mother, the lower the odds of child labor.

Table 4

Logistic regression odds ratios (OR) of working, given household head's number of children and control variables, by region.
(All models are multi-level random-intercept models to account for the country-level variables:
Minimum legal working age and Gini coefficient)

Covariates	East and Central Asia	Latin America and Caribbean	Middle East and N. Africa	Sub-Saharan Africa	Sub-Saharan Africa (minus Nigeria)
Number of children	1.067	1.125*	1.052*	0.997	1.066*
Interaction # children X Low wealth hh	1.016	1.001	0.989	1.015	1.004
Position of child in birth order (1=Eldest; 0=Otherwise)	0.996	1.020	0.964	0.994	1.022
Minimum legal working age (country-level)	0.366*	0.566*	0.340*	3.134*	1.000
Gini coefficient (in %)	1.156*	1.025	0.992	1.022*	1.021*
Female child (base=Male)	0.916*	0.601*	0.701*	0.938*	0.758*
Child's age	1.223*	1.285*	1.198*	1.343*	1.369*
Wealth<=2nd quintile (0=Otherwise)	1.016	1.001	0.989	1.015	1.004
Household head education (base=Primary or less)					
Middle school	0.847*	0.821	0.944	0.746*	0.790*
High school	0.667*	0.501*	0.720*	0.614*	0.634*
Post-secondary education	0.800	-	1.418		
Unknown	0.601*	0.307*	1.088	1.217	1.306
Child's mother's education (base=Primary or less)					
Middle school	0.710*	0.730*	0.900*	0.742*	0.676*
High school	0.520*	0.722	0.842	0.460*	0.434*
Post-secondary education	0.572*	-	0.710	0.543	0.526
Unknown	0.393*	1.640	1.426	0.293	0.297
(n)	14714	15012	44680	22143	10168

Source: MICS. UNICEF (2015).

Note: *: $p < 0.05$.

In a comparative analysis by region (Table 4), the association between the number of children in a household and the odds of a minor being in work is clearly observed in Latin America and the Caribbean and in the Middle East and North Africa. The odds ratio in East and Central Asia has similar magnitude to that in the preceding region but is not significantly different from 1. In Africa, when Nigeria is included in the analysis, the odds ratio of working does not differ significantly from 1 with increments in the number of children variable, but when this country is excluded, the odds ratio becomes significant. The effect of Nigeria on the estimates is large because the sample size of Nigeria is larger than the combined sample size of the other countries. Nigeria also affects the size of the coefficient linked to the Gini coefficient. In the other 3 regions, the greater the Gini coefficient (signaling more equality), the lower the odds that a child works. In Sub-Saharan Africa, the odds ratio is greater than 1, indicating that the association has the opposite sign; when Nigeria is excluded from the pooled data, the odds ratio becomes statistically indistinguishable from 1. It is also noteworthy that

income inequality is related to the incidence of child labor in East and Central Asia and in Sub-Saharan Africa, but not in Latin America & the Caribbean or in the Middle East and North Africa.

Table 5
Logistic regression odds ratios (OR) of harshly disciplined, given household head's number of children:
Simple equation and equation with interactions (95% confidence interval)

Region	Country	OR	OR High wealth	OR Low wealth
East and Central Asia	Mongolia	1.12 (1.05; 1.19)	1.11 (1.02; 1.21)	1.13 (1.04; 1.23)
	Nepal	1.10 (1.05; 1.16)	1.02 (0.94; 1.11)	1.16 (1.10; 1.23)
	Laos	1.10 (1.07; 1.13)	1.11 (1.07; 1.16)	1.09 (1.05; 1.12)
	Vietnam	1.02 (0.94; 1.10)	1.00 (0.88; 1.14)	1.03 (0.93; 1.14)
Latin America and Caribbean	Jamaica	1.15 (1.05; 1.26)	1.16 (1.01; 1.32)	1.18 (1.04; 1.35)
	Argentina	1.11 (1.08; 1.14)	1.11 (1.06; 1.16)	1.12 (1.08; 1.16)
	Barbados	1.10 (0.91; 1.33)	1.00 (0.74; 1.34)	1.17 (0.91; 1.50)
	Cuba	1.09 (0.98; 1.22)	-	-
	Belize	1.09 (1.02; 1.15)	1.15 (1.05; 1.26)	1.07 (0.99; 1.16)
	St. Lucia	1.07 (0.89; 1.27)	1.17 (0.91; 1.51)	1.00 (0.78; 1.29)
	Panamá	1.06 (1.01; 1.11)	1.14 (1.02; 1.27)	1.05 (1.00; 1.10)
	Costa Rica	1.04 (0.96; 1.13)	1.21 (1.05; 1.40)	0.98 (0.89; 1.08)
	Uruguay	0.99 (0.90; 1.09)	0.99 (0.91; 1.09)	0.99 (0.91; 1.09)
Middle East and N. Africa	Mauritania	1.10 (1.07; 1.14)	1.10 (1.06; 1.14)	1.10 (1.05; 1.16)
	Iraq	1.07 (1.06; 1.09)	1.06 (1.04; 1.08)	1.09 (1.07; 1.11)
	Tunisia	1.06 (1.01; 1.13)	1.03 (0.94; 1.12)	1.09 (1.01; 1.18)
	Sudan	1.06 (1.03; 1.08)	1.03 (1.00; 1.06)	1.07 (1.04; 1.10)
	Palestine	1.04 (1.01; 1.07)	1.05 (1.01; 1.09)	1.04 (0.99; 1.09)
	Algeria	1.02 (1.00; 1.04)	1.03 (1.00; 1.06)	1.02 (0.99; 1.05)
Sub-Saharan Africa	Nigeria	1.06 (1.04; 1.08)	1.05 (1.02; 1.07)	1.07 (1.05; 1.10)
	Ghana	1.04 (1.01; 1.07)	1.08 (1.01; 1.15)	1.03 (1.00; 1.07)
	Malawi	1.03 (1.01; 1.06)	1.02 (0.99; 1.05)	1.05 (1.02; 1.09)
	Zimbabwe	1.02 (0.98; 1.06)	0.98 (0.93; 1.03)	1.04 (0.99; 1.10)
	Sao Tome	0.99 (0.90; 1.08)	0.98 (0.87; 1.10)	1.00 (0.89; 1.13)

Source: MICS. UNICEF (2015).

The number of children is also positively associated with harsh methods of disciplining children (Table 5). Significant odds ratios vary from 1.03 (in Malawi) to 1.15 (in Jamaica). Odds ratios are not significantly different from 1 in Vietnam, St. Lucia, Algeria, Zimbabwe, Sao Tomé and Costa Rica. However, in the latter of these countries, the odds ratio is 1.21 among high income households (significant at 5% level) but not among low income households. In general, there are no statistically significant differences between odds ratios across income levels, but again descriptive statistics suggest that with larger sample sizes such differences might be observed in some countries. For example, higher odds ratios for high income

households in St. Lucia, Belize, Panama and Costa Rica, and higher odds ratios for low income households in Nepal, Barbados and Sudan.

This pattern is easier to analyze with pooled data (Table 6). In the three models, the odds ratio that links the number of children in the household and a child being disciplined with harsh methods is significantly different from 1. However, the interaction odds ratio is also significant and greater than 1; this indicates that the direct association that is being studied is stronger among children living in low-wealth households than among children in wealthy households. It is also worth noting that, controlling for the number of children, the eldest child is less likely to be disciplined harshly than his younger peers.

Table 6

Logistic regression odds ratios (OR) of harsh discipline, given household head's number of children and control variables, by model

Covariates	Model 1	Model 2	Model 3
Number of children	1.065*	1.026*	1.026*
Interaction number of children X Lower wealth hh		1.015*	1.015*
Position of child in birth order (1=Eldest; 0=Otherwise)		0.661*	0.661
Gini coefficient (in %)			0.972
Female child (base=Male)	0.829*	0.823*	0.823*
Child's age	0.932*	0.925*	0.925*
Recoded wealth scale (1=wealth<=2nd quintile; 0=Otherwise)	1.076*	0.983	0.983
Household head education (base=Primary or less)			
Middle school	0.977	0.960*	0.960*
High school	0.861*	0.842*	0.842*
Post-secondary education	0.811*	0.798*	0.798*
Unknown	0.992	0.986	0.985
Child's mother's education (base=Primary or less)			
Middle school	1.080*	1.060*	1.060*
High school	0.971	0.948*	0.947*
Post-secondary education	1.006	0.985	0.984
Unknown	1.020	0.988	0.985

Source: MICS. UNICEF (2015).

Note: *: $p < 0.05$; sample size=163,415.

The other variables have the expected association with harsh discipline. Girls and older children are less likely to be disciplined, and the more educated the household head and the mother are, the lower the odds of disciplining the child harshly. Additionally, the only country-level variable included in the analysis is the Gini coefficient. The model shows that this index of income inequality is not associated with the odds of harsh discipline.

I estimated a model for each region to see whether these results hold for each group of countries, and the pattern is not uniform across them (Table 7). In East and Central Asia, the number of children is not associated with higher odds of harsh discipline. Initially, this

also happens for Sub-Saharan Africa. However, when Nigeria is excluded from the pooled dataset, the pattern differs by household wealth. Among wealthy African households, more children decreases the odds of harsh discipline, but among poor households, when the number of children is higher, it is more likely that a child will be disciplined harshly. Differences by household socio-economic status are also observed in the Middle East and North Africa, although in both household types the odds ratio is greater than 1. Finally, in Latin America, the odds ratio is greater than 1, signaling that in households with more children, the odds of harsh discipline increases. In this region, there are no differences by household wealth. In general, the differences across regions suggest that the relationship between the number of children and violent means of discipline is mediated by cultural characteristics that are common within regions, but different across them.

Table 7

Logistic regression odds ratios (OR) of harsh discipline, given household head's number of children and control variables, by region
(All models are fixed-effects models, where the fixed effects refer to countries)

Covariates	East and Central Asia	Latin America and Caribbean	Middle East and N. Africa	Sub-Saharan Africa	Sub-Saharan Africa (minus Nigeria)
Number of children	1.031	1.058**	1.027***	1.006	0.967**
Interaction number of children X Lower wealth hh	1.004	0.967	1.022**	1.018	1.034*
Position of child in birth order (1=Eldest; 0=Otherwise)	0.669***	0.692***	0.608***	0.731***	0.662***
Female child (base=Male)	0.775***	0.845***	0.793***	0.886***	0.876***
Child's age	0.896***	0.898***	0.930***	0.957***	0.944***
Wealth<=2nd quintile (0=Otherwise)	1.004	0.967	1.022**	1.018	1.034*
Household head education b(Base=Primary or less)					
Middle school	0.855***	0.939	0.953*	1.018	1.004
High school	0.852**	0.831**	0.800***	0.946	0.956
Post-secondary education	0.838*	-	0.728***	-	-
Unknown	0.982	0.918	1.038	0.775	0.694
Child's mother's education (base=Primary or less)					
Middle school	0.995	0.999	1.028	1.124***	1.066
High school	0.867*	0.893	1.002	0.968	0.928
Post-secondary education	1.074	1.000	0.926	0.215	0.224
Unknown	0.938	0.640	0.954	1.330	1.280
(n)	26395	24672	65650	46697	29504

Source: MICS. UNICEF (2015).

Finally, there seems to be a weak association between the number of children and use of mild methods of discipline (Table 8). None of the logistic equations for countries in East and Central Asia has odds ratios significantly different from 1, and in Latin America, the odds ratio is only significant in Argentina (among both high and low-income households). On the contrary, in the Middle East and North Africa, there is a significant association between the two variables. The only exception is Tunisia, where the association seems to be negative, particularly among high income families. In Sub-Saharan Africa, there are also significant odds

ratios in Ghana, Malawi and Nigeria. It is also significant in Zimbabwe but only among low income households. In Sao Tome, the association is almost non-existent. The analysis with pooled data may clarify the form of the relationship.

Table 8
Logistic regression odds ratios (OR) of mild discipline, given household head's number of children:
Simple equation and equation with interactions (95% confidence interval)

Region	Country	OR	OR High wealth	OR Low wealth
East and Central Asia	Mongolia	1.03 (0.97; 1.11)	1.00 (0.91; 1.11)	1.06 (0.97; 1.16)
	Laos	1.03 (0.99; 1.06)	1.00 (0.95; 1.06)	1.03 (0.99; 1.08)
	Nepal	1.02 (0.94; 1.12)	1.01 (0.88; 1.16)	1.04 (0.94; 1.16)
	Vietnam	0.90 (0.78; 1.03)	0.83 (0.65; 1.07)	0.92 (0.78; 1.09)
Latin America and Caribbean	Argentina	1.11 (1.06; 1.16)	1.08 (1.01; 1.16)	1.13 (1.07; 1.19)
	Belize	1.07 (0.97; 1.18)	1.03 (0.89; 1.20)	1.09 (0.97; 1.23)
	Jamaica	1.05 (0.94; 1.19)	1.01 (0.84; 1.22)	1.09 (0.93; 1.26)
	Panamá	1.02 (0.98; 1.07)	0.99 (0.89; 1.10)	1.03 (0.98; 1.08)
	Costa Rica	1.02 (0.90; 1.16)	0.99 (0.78; 1.25)	1.03 (0.89; 1.19)
	Barbados	0.98 (0.79; 1.22)	1.07 (0.74; 1.55)	0.93 (0.71; 1.21)
	Uruguay	0.97 (0.86; 1.08)	0.97 (0.87; 1.09)	0.97 (0.87; 1.09)
	St. Lucia	0.95 (0.78; 1.16)	0.95 (0.73; 1.24)	0.95 (0.71; 1.27)
	Algeria	1.06 (1.02; 1.09)	1.06 (1.01; 1.11)	1.06 (1.01; 1.10)
Middle East and N. Africa	Palestine	1.05 (0.99; 1.11)	1.07 (1.00; 1.15)	1.02 (0.94; 1.10)
	Mauritania	1.04 (1.00; 1.09)	1.05 (0.99; 1.11)	1.04 (0.98; 1.11)
	Sudan	1.04 (1.02; 1.06)	1.03 (1.00; 1.07)	1.04 (1.01; 1.07)
	Iraq	1.02 (1.00; 1.04)	1.03 (1.00; 1.06)	1.02 (0.99; 1.04)
	Tunisia	0.93 (0.85; 1.01)	0.83 (0.72; 0.96)	0.97 (0.87; 1.08)
Sub-Saharan Africa	Ghana	1.07 (1.03; 1.12)	1.09 (1.00; 1.19)	1.07 (1.02; 1.13)
	Malawi	1.06 (1.03; 1.10)	1.04 (1.00; 1.09)	1.09 (1.04; 1.14)
	Zimbabwe	1.04 (0.99; 1.09)	1.00 (0.94; 1.06)	1.07 (1.00; 1.13)
	Nigeria	1.03 (1.01; 1.05)	1.00 (0.97; 1.03)	1.06 (1.03; 1.08)
	Sao Tome	0.99 (0.91; 1.08)	0.94 (0.84; 1.07)	1.04 (0.93; 1.17)

Source: MICS, UNICEF (2015).

According to the set of models with the pooled dataset (Table 9), the increase in the odds of mild discipline per additional child in the household is significant, but small: barely 3.9% in the first model, and 1.6% in the model that controls for the position of the child in the birth order and the Gini coefficient. The most important finding is that the eldest child is less likely to be mildly disciplined than the other children. Additionally, in contrast with harsh discipline, poor households are less likely to use mild discipline than wealthier households, and the most educated households (according to education of household head and mother) are more likely to discipline the child mildly.

The patterns described above vary by region (Table 10). The association between the number of children and mild discipline is only clear in Middle East and North Africa, and in Sub-Saharan Africa among low-wealth households. These results agree with the country analysis shown in Table 8. Additionally, Table 10 has another unexpected result. The Gini coefficient is associated with mild discipline in Africa, but not in the Middle East and North Africa or East and Central Asia (the odds ratio could not be estimated for Latin America and the Caribbean because the model did not converge). In the Sub-Saharan countries where income inequality is higher, the odds of mild discipline are higher. I am not aware of any explanation for this pattern.

Table 9

Logistic regression odds ratios (OR) of mild discipline, given household head's number of children and control variables, by model

Covariates	Model 1	Model 2	Model 3
Number of children	1.039*	1.015*	1.016*
Interaction number of children X Lower wealth hh		1.005	1.005
Position of child in birth order (1=Eldest; 0=Otherwise)		0.756*	0.756*
Gini coefficient (in %)			0.985
Female child (base=Male)	0.949*	0.946*	0.946*
Child's age	1.069*	1.063*	1.063*
Recoded wealth scale (1=wealth<=2nd quintile; 0=Otherwise)	0.824*	0.789*	0.789*
Household head education (base=Primary or less)			
Middle school	1.070*	1.059*	1.058*
High school	1.152*	1.137*	1.138*
Post-secondary education	1.254*	1.249*	1.248*
Unknown	1.048	1.043	1.042
Child's mother's education (base=Primary or less)			
Middle school	1.201*	1.189*	1.188
High school	1.253*	1.239*	1.238
Post-secondary education	1.316*	1.315*	1.313
Unknown	1.560*	1.537*	1.533

Source: MICS. UNICEF (2015).

Note: *: $p < 0.05$; sample size=163,415.

Table 10

Logistic regression odds ratios (OR) of mild discipline, given household head's number of children and control variables, by region (Models are multi-level random-intercept models to account for the country-level variable; the Latin American model is a fixed-effects model because the multi-level model does not converge, hence there is no odds ratio for the Gini coefficient)

Covariates	East and Central Asia	Latin America and Caribbean	Middle East and N. Africa	Sub-Saharan Africa	Sub-Saharan Africa (minus Nigeria)
Number of children	0.980	1.012	1.020*	1.002	0.995
Interaction number of children X Lower wealth hh	1.023	1.015	1.005	1.028*	1.050*
Position of child in birth order (1=Eldest; 0=Otherwise)	0.847*	0.796*	0.790*	0.710*	0.659*
Gini coefficient (in %)	1.037	-	0.996	1.053*	1.049*
Female child (base=Male)	0.961	0.858*	0.940*	0.996	1.050*
Child's age	1.061*	1.008	1.045*	1.127*	0.726*
Wealth<=2nd quintile (0=Otherwise)	0.877	0.790*	0.767*	0.712*	1.036
Household head education (base=Primary or less)					
Middle school	1.150*	1.068	1.061*	1.049	1.036
High school	1.106	1.181*	1.112*	1.306*	1.351*
Post-secondary education	1.371*	-	1.238	-	-
Unknown	1.351*	0.809	0.747*	0.663	0.785
Child's mother's education (base=Primary or less)					
Middle school	1.149*	1.207*	1.210*	1.153*	1.147*
High school	0.995	1.429*	1.203*	1.027	1.043
Post-secondary education	1.249*	1.000	1.168	0.881	0.835
Unknown	1.404*	0.997	0.605	2.888	2.341
(n)	26395	24672	65650	46697	29504

Source: MICS, UNICEF (2015).

Note: *: $p < 0.05$.

Conclusions

The world as a whole – and developing countries in particular – experienced fast fertility declines during the second half of the 20th century (Bongaarts, 1994), and the family planning programs of the era were inspired by the idea that smaller families would improve the well-being of families, and in particular the well-being of women and children (Birdsall & Griffin, 1988). Human capital theory stressed the importance of education to enhance the development of a society. In this sense, Becker's theory of the quantity/quality tradeoff is useful for describing social processes in the context of fertility decline, and for promoting the universalization of education. This article has tried to estimate the size of the association between the number of children in a household – as a proxy of household fertility – and three indicators of child well-being in 24 countries across four different regions. The aim of this analysis has been to perform cross-country and cross-regional comparisons of these

statistical associations to understand if households with fewer children are more likely to provide their children a beneficial environment.

On average, the most general models indeed show that more children in a household increases the odds that any particular one of these children works, and the odds of being disciplined with harsh methods. However, the result is not uniform in all regions. The association between the number of children and child labor is clear in the Latin America and the Caribbean region, as well as in the Middle East and North Africa. In Sub-Saharan Africa, the odds ratios for child labor increase substantially with each additional child in the household in Sao Tome and Malawi, but not in Nigeria. In East and Central Asia, the pattern is not clear, and the magnitude of the association is not different between wealthier and poorer households. These results suggest that the association under study might not necessarily be constrained by economic need, but instead by unobserved cultural characteristics. Nonetheless, in general, socio-economic status predicts child labor independently of the number of children, because households in the lowest two quintiles of the index are twice as likely to have a child working than wealthier households. The odds increase if the household head and the child's mother are poorly educated. The results show that Becker's predictions (Baland & Robinson, 2000; Becker, 1992) that state that in developing societies, larger households are more likely to induce their children to work, do hold in several countries, but the relationship is not universal, providing support to Baland and Robinson's (2000) assertions that a reduction in child labor might also be linked to a reduction in fertility. In countries where the association is observed, it holds after controlling for confounding variables such as household socioeconomic status, mother's education, children's age and sex, and especially controlling for minimum legal working age and the country's income inequality. The association with the number of children is not found in Vietnam, Mongolia, Barbados or Nigeria. This is not due to differences in minimum working age legislation, but because multilevel models control for this variable. It would be interesting to employ qualitative methods to better understand similarities among these four apparently different countries.

The association between the number of children and harsh discipline is relatively small. It is observed clearly in Latin America, regardless of household wealth. In the Middle East, in Africa and in three East Asian countries (Mongolia, Nepal and Laos) the association is observed in low-wealth households. In these two regions, the stress produced by economic need might mediate the relationship between the number of children and violent means of discipline. This result provides evidence for the mechanisms posed above that suggest that the number of children in a household might augment the stress of the adults, increasing the odds of harsh discipline towards children. However, in Latin America, the mediating role of stress might be not necessarily be linked to economic hardships, but to stress in general. In most regions, the education level of the household head seems to be the most important predictor of harsh discipline, but it is not clear whether this is the case in Africa. Using MICS data from previous years, Akmatov (2011) also found an association between household size and violent discipline; he and argues that this pattern might be produced by overcrowding. The present article can be used to argue that the presence of numerous children might be more important than the presence of adults in explaining the statistical association described by this author.

Akmatov (2010) also explains that the differences that he found across countries might be explained by cultural perceptions towards the benefits of harsh discipline, especially in

Africa. Bradley and Corwyn (2005) make a similar argument for Africa, as well as for some Caribbean and Arabic countries, based on the HOME study findings. The present analysis suggests that cultural differences are important in explaining differential levels of punishment and physical disciplining of children, although the demographic process of fertility decline might help explain a part of these differences: In countries with lower fertility, harsh discipline is less frequent. Akmatov (2010) mentions this relationship when he highlights his findings for “transitional countries”.

As for the association between the number of children and mild discipline, it is very small, especially after controlling for the position of the child in the birth order, given that the eldest child is usually disciplined less frequently than younger children. There are no clear regional patterns in the association, which suggests that culture is not as relevant in mediating the relationship with mild discipline as with harsh discipline. The highest odds ratios are observed for low-wealth households in most Sub-Saharan countries, as well as in Argentina, Belize and Jamaica. The most interesting finding in the mild discipline analysis is that the odds increase with more years of schooling of the household head and the child's mother. Given that there is an inverse association between parents' education and the likelihood of harsh discipline, the results indicate that more educated parents across the world are preferring to use mild rather than harsh methods of discipline. In other words, I could propose the hypothesis that there is a difference in the extent to which parents in different countries are aware of the potential to use mild discipline instead of harsh discipline as a means for improving their children's well-being. The HOME study shows the importance of parental education in child rearing beliefs and reliance on punishment, independently from cultural differences (Bradley & Corwyn, 2011). MICS data cannot be used to delve into this hypothesis, which could be studied with qualitative methods, too.

As a summary, the number of children in a household is negatively associated with indicators of well-being, and socio-economic status might play a mediating effect on this association. Other household characteristics (especially adults' education) predict larger differences in these child well-being indicators. Although low fertility is increasingly perceived as a future problem in sustaining social security benefits, the reduction in the number of children in a household seems to have improved the children's well-being in developing countries.

However, it is important to understand the main limitation of the analysis. The data do not allow to establish causal relationships between the number of children in a household and their well-being. The number of variables in MICS questionnaires limits the suitability of causal analysis. It can be reiterated, however, that the main strength of the methodological approach is the ability to compare countries from different regions with the standardized and closely comparable questionnaire that all the MICS use.

References

- AKMATOV, M. K. (2010), "Child abuse in 28 developing and transitional countries – results from the Multiple Indicator Cluster Surveys", in *International Journal of Epidemiology*, vol. 40 (1), pp. 219-227, in <<https://academic.oup.com/ije/article/40/1/219/661252>>, accessed: July/18/2018.
- ANGRIST, J.; LAVY, V. & SCHLOSSER, A. (2010), "Multiple experiments for the causal link between the quantity and quality of children", in *Journal of Labor Economics*, vol. 28 (4), pp. 773-824.
- BALAND, J. M. & ROBINSON, J. A. (2000), "Is child labor inefficient?", in *Journal of Political Economy*, vol. 108, n.º 4, pp. 663-679.
- BECKER, G. S. (1992), "Fertility and the economy", in *Journal of Population Economics*, vol. 5 (3), pp. 185-201.
- & LEWIS, H. G. (1974), "Interaction between quantity and quality of children", in SCHULZ, T. W. (ed.), *Economics of the family: Marriage, children, and human capital*, Chicago: University of Chicago Press.
- BEHRMAN, J. R. (1987), "Is child schooling a poor proxy for child quality?", in *Demography*, vol. 24 (3), pp. 341-359.
- BELSKY, J. (1980), "Child maltreatment: An ecological integration", in *American Psychologist*, vol. 35 (4), pp. 320-335.
- & JAFFE, S. (2006), "The multiple determinants of parenting", in CICCETTI, D. & COHEN, D. (eds.), *Developmental psychopathology*, Vol. 3: Risk, disorder, and adaptation, Hoboken, New Jersey: John Wiley and Sons.
- BEN-ARIEH, A. (2005), "Where are the children? Children's role in measuring and monitoring their well-being", in *Social Indicators Research*, vol. 74 (3), pp. 573-596.
- BERNARD, A.; BELL, M. & CHARLES-EDWARDS, E. (2014), "Life-course transitions and the age profile of internal migration", in *Population and Development Review*, vol. 40 (2), pp. 213-239, in <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/full/10.1111/j.1728-4457.2014.00671.x>>, accessed: June/18/2018.
- BIRDSALL, N. M. & GRIFFIN, CH. C. (1988), "Fertility and poverty in developing countries", in *Journal of Policy Modeling*, vol. 10 (1), pp. 29-55.
- BLACK, S. E.; DEVEREUX, P. J. & SALVANES, K. G. (2005), "The more the merrier? The effect of family size and birth order on children's education", in *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 120 (2), pp. 669-700.
- BONGAARTS, J. (1994), "Population policy options in the developing world", in *Science*, vol. 263 (5148), pp. 771-776.
- BRADLEY, R. & CORWYN, R. (2005), "Caring for children around the world: A view from HOME", in *International Journal of Behavioral Development*, vol. 29 (6), pp. 468-478.
- BRODY, G. H.; GE, X.; KIM, S. Y.; MURRY, V.; MCBRIDE, SIMONS, R. L.; GIBBONS, F. X.; GERRARD, M. & CONGER, R. D. (2003), "Neighborhood disadvantage moderates associations of parenting and older sibling problem attitudes and behavior with conduct disorders in African American children", in *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, vol. 71 (2), pp. 211-222.
- BRUNDENIUS, C. (2009), "Revolutionary Cuba at 50: Growth with equity revisited", in *Latin American Perspectives*, vol. 36 (2), pp. 31-48.
- CÁCERES-DELPINO, J. (2006), "The impacts of family size on investment in child quality", in *Journal of Human Resources*, vol. 41 (4), pp. 738-754.

- CONLEY, D. & GLAUBER, R. (2006), "Parental educational investment and children's academic risk estimates of the impact of sibship size and birth order from exogenous variation in fertility", in *Journal of Human Resources*, vol. 41 (4), pp. 722-737.
- CORAK, M. (2013), "Income inequality, equality of opportunity, and intergenerational mobility", in *Journal of Economic Perspectives*, vol. 27, n.º 3, pp. 79-102, in <<https://pubs.aeaweb.org/doi/pdf/10.1257/jep.27.3.79>>, accessed: July/18/2018.
- DIENER, E. & BISWAS-DIENER, R. (2002), "Will money increase subjective well-being?", in *Social indicators research*, vol. 57 (2), pp. 119-169.
- ECKENRODE, J.; SMITH, E. G.; MCCARTHY, M. E. & DINEEN, M. (2014), "Income inequality and child maltreatment in the United States", in *Pediatrics*, vol. 133(3), pp. 454-461, in <<http://pediatrics.aappublications.org/content/early/2014/02/04/peds.2013-1707.short>>, accessed: July/18/2018.
- HAYO, B. & SEIFERT, W. (2003), "Subjective economic well-being in Eastern Europe", in *Journal of Economic Psychology*, vol. 24 (3), pp. 329-348.
- HOTZ, V. J. & PANTANO, J. (2015), "Strategic parenting, birth order, and school performance, in *Journal of Population Economics*, vol. 28 (4), pp. 911-936.
- HSIN, A. (2007), "Children's time use: Labor divisions and schooling in Indonesia", in *Journal of Marriage and Family*, vol. 69 (5), pp. 1297-1306, doi: doi.org/10.1111/j.1741-3737.2007.00448.x
- ILO [INTERNATIONAL LABOUR ORGANIZATION] (2018), "Ratifications of C138 - Minimum Age Convention, 1973 (No. 138)", in <https://www.ilo.org/dyn/normlex/en/f?p=NORMLEX_PUB:11300:0::NO::P11300_INSTRUMENT_ID:312283>, accessed: June/26/2018.
- JENSEN, P. & NIELSEN, H. S. (1997), "Child labor or school attendance? Evidence from Zambia", in *Journal of Population Economics*, vol. 10 (4), pp. 407-424.
- KABEER, N. (2000), "Inter-generational contracts, demographic transitions and the 'quantity-quality' tradeoff: Parents, children and investing in the future", in *Journal of international development*, vol. 12 (4), pp. 463-482, in <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/full/10.1002/1099-1328%28200005%2912%3A4%3C463%3A%3AID-JID684%3E3.o.CO%3B2-S>>, accessed: July/18/2018.
- KAHNEMAN, D. & KRUEGER, A. B. (2006), "Developments in the measurement of subjective well-being", in *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 20, n.º 1, pp. 3-24, in <<https://pubs.aeaweb.org/doi/pdfplus/10.1257/089533006776526030>>, accessed: July/18/2018.
- LAWSON, D. W. & MACE, R. (2009), "Trade-offs in modern parenting: A longitudinal study of sibling competition for parental care", in *Evolution and Human Behavior*, vol. 30 (3), pp. 170-183.
- LI, J.; DOW, W. H. & ROSERO-BIXBY, L. (2014), "The declining effect of sibling size on children's education in Costa Rica", in *Demographic Research*, vol. 31, pp. 1431-1454, in <<https://www.demographic-research.org/volumes/vol31/48/default.htm>>, accessed: June/22/2017.
- LI, H., ZHANG, J. & ZHU, Y. (2008), "The Quantity-Quality trade-Off of children In a developing country: Identification using chinese twins", in *Demography* vol. 45(1) pp-223-243.
- LLOYD, C. B. & GAGE-BRANDON, A. J. (1994), "High fertility and children's schooling in Ghana: Sex differences in parental contributions and educational outcomes", in *Population Studies*, vol. 48 (2), pp. 293-306.
- LU, Y. (2009), "Sibship size and education in South Africa: Black-White variations", in *Research in Social Stratification and Mobility*, vol. 27 (2), pp. 110-125.
- & TREIMAN, D. J. (2008), "The effect of sibship size on educational attainment in China: Period variations", in *American Sociological Review*, vol. 73 (5), pp. 813-834.
- MARTELETO, L. J. & DE SOUZA, L. R. (2012), "The changing impact of family size on adolescents' schooling: Assessing the exogenous variation in fertility using twins in Brazil", in *Demography*, vol. 49 (4), pp. 1453-1477.

- MARTELETO, L. J. & DE SOUZA, L. R. (2013), "The implications of family size for adolescents' education and work in Brazil: Gender and birth order differences", in *Social Forces*, vol. 92 (1), pp. 275-302.
- McHALE, S. M.; CROUTER, A. C.; MCGUIRE, SH. A. & UPDEGRAFF, K. A. (1995), "Congruence between mothers' and fathers' differential treatment of siblings: Links with family relations and children's well-being", in *Child development*, vol. 66 (1), pp. 116-128, in <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1467-8624.1995.tb00859.x/full>>, accessed: June/01/2017.
- MOORE, K. A. (1997), "Criteria for indicators of child well-being", in HAUSER, R. M.; BROWN, B. V. & PROSSER, W. R. (eds.), *Indicators of children's well-being*, New York: Russell Sage Foundation.
- PATRINOS, H. A. & PSACHAROPOULOS, G. (1997), "Family size, schooling and child labor in Peru – An empirical analysis", in *Journal of Population Economics*, vol. 10 (4), pp. 387-405.
- PICKETT, K. E. & WILKINSON, R. G. (2015), "The ethical and policy implications of research on income inequality and child well-being", in *Pediatrics*, vol. 135 (Supplement 2), pp. S39-S47, in <http://pediatrics.aappublications.org/content/135/Supplement_2/S39.full>, accessed: July/18/2018.
- PONCZEK, V. & SOUZA, A. P. (2012), "New evidence of the causal effect of family size on child quality in a developing country", in *Journal of Human Resources*, vol. 47 (1), pp. 64-106.
- PRICE, J. (2008), "Parent-child quality time does birth order matter?", *Journal of Human Resources*, vol. 43 (1), pp. 240-265.
- RICHARDSON, R. A.; ABRAMOWITZ, R. H.; ASP, C. E. & PETERSEN, A. C. (1986), "Parent-child relationships in early adolescence: Effects of family structure", in *Journal of Marriage and the Family*, vol. 48, n.º 4, pp. 805-811.
- ROJAS, M. (2006), "Life satisfaction and satisfaction in domains of life: Is it a simple relationship?", in *Journal of Happiness Studies*, vol. 7 (4), pp. 467-497.
- SALISES [SIR ARTHUR LEWIS INSTITUTE OF SOCIAL AND ECONOMIC STUDIES] (2012), *Barbados Country Assessment of Living Conditions 2010*, Vol. 1, in <<https://www.caribank.org/uploads/2012/12/Barbados-CALC-Volume-1-MainReport-FINAL-Dec-2012.pdf>>, accessed: July/18/2018.
- SLOTTJE, D. J. (1991), "Measuring the quality of life across countries", in *The Review of Economics and Statistics*, vol. 73, n.º 4, pp. 684-693, in <https://www.jstor.org/stable/2109407?seq=1#page_scan_tab_contents>, accessed: July/18/2018.
- SUITOR, J. J.; SECHRIST, J.; PLIKUHN, M.; PARDO, S. T. & PILLEMER, K. (2008), "Within-family differences in parent-child relations across the life course", in *Current Directions in Psychological Science*, vol. 17 (5), pp. 334-338.
- THE WORLD BANK (2018), *Gini Index (World Bank Estimates)*, in <<https://data.worldbank.org/indicator/SI.POV.GINI?end=2016&start=2016&view=bar>>, accessed: June/27/2018.
- UNDP [UNITED NATIONS DEVELOPMENT PROGRAM] (2015), *Human Development Report 2015. Work for Human Development*, in <http://hdr.undp.org/sites/default/files/2015_human_development_report.pdf>, accessed: July/18/2018.
- UNICEF [UNITED NATIONS CHILDREN FUND] (2015), *Monitoring the situation of children and women for 20 years: The Multiple Indicator Cluster Surveys (MICS) 1995-2015*, New York: UNICEF, in <<http://54.92.12.252/files?job=W1siZiIsIjIwMTUvMDkvMTQvMTcvNTUvMzcwNTI2LzIwMTUwOTEyX01JQ1MyMF9XRUlcGRmllid&sha=daoeob8ac785c628>>, accessed: July/18/2018.
- UNITED NATIONS GENERAL ASSEMBLY (1989), *Convention on the Rights of the Child*. A/RES/44/25, in <https://treaties.un.org/doc/Treaties/1990/09/19900902%2003-14%20AM/Ch_IV_11p.pdf>, accessed: June/18/2018.

- UN SUSTAINABLE DEVELOPMENT SOLUTIONS NETWORK AND EARTH INSTITUTE (2016), "World Happiness Report 2016 Update", New York: UN Sustainable Development Solutions Network-University of Columbia, in <<https://web.archive.org/web/20160317224417/http://worldhappiness.report/ed/2016/>>, accessed: Sept/20/2016.
- WAGNER, M. E.; SCHUBERT, H. J. & SCHUBERT, D. S. (1985), "Family size effects: A review", in *The Journal of Genetic Psychology*, vol. 146 (1), pp. 65-78.
- WEBBINK, E.; SMITS, J. & DE JONG, E. (2012), "Hidden child labor: Determinants of housework and family business work of children in 16 developing countries", in *World Development*, vol. 40 (3), pp. 631-642.
- WILKINSON, R. G. & PICKETT, K. E. (2009), "Income inequality and social dysfunction", in *Annual Review of Sociology*, vol. 35, pp. 493-511.
- WHO [WORLD HEALTH ORGANIZATION] (2012), "Measurement of healthy life expectancy and well-being: Report of a technical meeting", Geneva 10-11th December 2012, Geneva: WHO, in <http://www.who.int/healthinfo/sage/meeting_reports/en>, accessed: Sept/20/2016.

Movilidad científica y redes de vinculación internacional. El caso de los investigadores uruguayos

*Scientific mobility and international linking
networks. The case of the Uruguayan researchers*

Sofía Robaina¹

Universidad de la República

Resumen

En este artículo se analizan los determinantes del tamaño de las redes de vinculación internacional que integran investigadores uruguayos, con especial énfasis en el estudio de cómo el estatus migratorio de los investigadores se asocia a la pertenencia a redes internacionales de mayor o menor tamaño. Se trabaja con base en los datos del censo de docentes de la Universidad de la República (Uruguay) de 2015 y se hace un análisis econométrico basado en la estimación de modelos de tipo *logit* ordinal. Los resultados del análisis indican que el estatus migratorio no se asocia en forma unívoca a la cantidad de países con los que los investigadores desarrollan vinculaciones. El estatus de retornado tiene un efecto significativo y positivo sobre el tamaño de la red de intercambio docente internacional, pero no sobre el tamaño

Summary

This article analyzes the determinants of the size of the international link networks that make up Uruguayan researchers, with special emphasis on the study of how the migratory status of researchers is associated with belonging to international networks of greater or lesser size. It is based on the data of the census of teachers of the Universidad de la República (Uruguay) of 2015 and an econometric analysis is made based on the estimation of logit ordinal models. The results of the analysis indicate that the migratory status is not unequivocally associated with the number of countries with which the researchers develop links. The status of returnees has a significant and positive effect on the size of the international teacher exchange network, but not on the size of international networks of another nature. The individual attributes that

1 Es magíster en Demografía y Estudios de Población. Se desempeña en el Programa de Población de la Unidad Multidisciplinaria en la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República (Uruguay). Sus líneas de investigación abarcan los estudios migratorios, principalmente migración calificada e integración de inmigrantes en país de acogida. <sofia.robaina@cienciassociales.edu.uy>

de las redes internacionales de otra naturaleza. Los atributos individuales que sí presentan una asociación clara con el tamaño de las redes internacionales que luego se integran son los que dan cuenta de la trayectoria académica del investigador (consolidación y años desde la obtención del título de doctorado), los cuales tienen un efecto positivo y significativo sobre el tamaño de las redes internacionales de pertenencia.

Palabras clave: Internacionalización de la actividad científica. Movilidad científica. Vinculación internacional.

do have a clear association with the size of the international networks are those that indicate the academic trajectory of the researcher (consolidation and years since obtaining the doctorate degree), which have a positive and significant effect on the size of the international networks

Keywords: Internationalization of scientific activity. Scientific mobility. International linkage

Introducción

La internacionalización de la actividad científica constituye un rasgo histórico del desarrollo de la ciencia y la tecnología, que se intensifica en los últimos tiempos (Albornoz *et al.*, 2002). La movilidad y la vinculación internacional creciente entre los recursos humanos dedicados a la actividad científica es una de las expresiones de este proceso de internacionalización de la investigación y de la ciencia en general, y se posicionan como elementos intrínsecos de la producción de conocimiento en la actualidad (Ricyt, 2007) o como el «alma» de la actividad científica (Paterlini, 2002 citado en Ackers, 2005).

La mayor parte de los estudios que han analizado las vinculaciones científicas lo hicieron a través de las coautorías en publicaciones (García-Hernández, 2012; Jonkers y Cruz-Castro, 2013; Scellato, Franzoni y Stephan, 2015), por lo que se han basado en indicadores bibliométricos, lo que invisibiliza otras formas de colaboración que no necesariamente derivan en productos publicables concretos. Este artículo se propone analizar las colaboraciones internacionales de los investigadores que van más allá de la coautoría, recuperando lo que los estudios bibliométricos denominan «colegas invisibles» (Scellato, Franzoni y Stephan, 2015).

Específicamente, el objetivo de este trabajo es analizar los determinantes del tamaño de las redes de intercambio internacional de las que participan los investigadores de la Universidad de la República (Uruguay) (Udelar), institución que nuclea el 80% de los investigadores del país (Bianco y Sutz, 2014). El tamaño de la red de vinculación internacional se define aquí como el número de países con los que cada investigador declara tener algún tipo de vínculo académico. Se hace especial énfasis en el análisis del estatus migratorio del investigador como determinante del tamaño de las redes internacionales a las que el individuo luego se integra. En ese sentido, se parte de la hipótesis de que la experiencia migratoria internacional de un investigador determina la pertenencia a redes internacionales de mayor tamaño.

Con dicho objetivo se trabaja con base en el censo de docentes universitarios de la Universidad de la República (Udelar) del año 2015 y se hace un análisis econométrico para conocer en qué medida el estatus migratorio de un individuo y otros factores se asocian al tamaño de las redes internacionales, pautado este por la cantidad de países con los cuales los investigadores desarrollan diferentes tipos de vinculación.

Luego de esta introducción, en la segunda sección se enmarcan conceptualmente las vinculaciones científicas internacionales en el fenómeno más amplio de la internacionalización de la ciencia y la tecnología y se justifica la relevancia de estudiar las vinculaciones científicas internacionales a través de la problematización de sus implicancias para el contexto uruguayo. En la tercera sección se presentan la fuente de datos y los métodos empleados. En la cuarta sección se detallan el análisis llevado a cabo y sus principales resultados; en la quinta y última sección se presenta una discusión de estos.

Internacionalización de la actividad científica: mayor movilidad y vinculación internacional

Las propias características de la carrera y la actividad científica presionan a la movilidad y al intercambio internacional; hay una alta expectativa de movilidad en la carrera científica (Van Bouwel, 2010) que varía entre disciplinas y países, pero que debe ser considerada a la hora de

interpretar la movilidad, el intercambio y las vinculaciones internacionales que desarrollan investigadores y científicos (Ackers, 2005).

Dicha internacionalización de la actividad científica es motorizada por diferentes factores que pueden clasificarse en dos tipos: los de carácter extracientífico y aquellos vinculados a la propia actividad científica.

Entre el primer tipo de factores se ubica la creciente facilidad del acceso y el abaratamiento de los transportes y las comunicaciones, la creación y el fortalecimiento de procesos de integración entre los países y la internacionalización de la educación superior (López, 2015). En cuanto a este último aspecto, se destaca la relevancia que adquiere la formación doctoral y posdoctoral para la capacitación de recursos humanos para la investigación y la consecuente consolidación de una comunidad científica. En este sentido, dada la oferta asimétrica —en términos temáticos y geográficos— y la todavía incipiente oferta de programas de formación doctoral en varios países (Sebastián, 2003), la movilidad internacional se torna un factor clave en el proceso de acumulación de capacidades en investigación.

Entre el segundo tipo de factores que redundan en una creciente internacionalización de la investigación se encuentran los vinculados a ciertos rasgos de la actividad científica, a saber: 1) la especialización disciplinaria y la dificultad para que un mismo país cuente con masa crítica en todos los campos disciplinarios; 2) los crecientes costos de llevar a cabo investigación en ciertas áreas de conocimiento y la imposibilidad de contar con recursos suficientes, que impulsan a una mayor colaboración; 3) nuevos criterios de evaluación y otorgamiento de fondos que premian la coparticipación de distintos países en proyectos de investigación y artículos en coautoría internacional que adquieren mayor visibilidad e impacto.

En Uruguay la internacionalización de la comunidad científica y una mayor cultura de intercambio con otros centros académicos experimentan un importante crecimiento como consecuencia de la restauración democrática a mediados de la década del ochenta (Buti Sierra, 2002). Durante el período dictatorial un importante número de investigadores se vio obligado al exilio y, en el exterior, continuó desarrollando su actividad científica, generó vínculos, se integró a redes. Gracias a la ayuda de diferentes programas de ayuda al retorno que surgen con la restauración democrática muchos de los investigadores retornan con más capacidades, nuevas dinámicas y nuevos contactos. Se constituyen así redes de relaciones internacionales que facilitan la movilidad y el intercambio transnacional: esos vínculos luego se extienden a los grupos locales y a los estudiantes, lo que termina redundando en una mayor internacionalización de la academia uruguaya.

De acuerdo a un estudio previo sobre la movilidad internacional de los investigadores uruguayos (Robaina, 2017), una mayor vinculación académica internacional de la comunidad científica uruguaya se vincula a las condiciones específicas para realizar la investigación en Uruguay: la menor masa crítica y la escasa disponibilidad de capacidades en determinados campos de conocimiento, así como el menor acceso a recursos materiales (exclusivamente a insumos y equipamiento) para la investigación, se procuran resolver mediante la búsqueda de contacto y colaboración internacional. La expansión de los contactos más allá de las fronteras nacionales constituye así una estrategia paliativa del menor acceso a recursos materiales y el reducido tamaño de la comunidad académica nacional, lo que actúa potenciando los procesos de producción de conocimiento.

El mismo estudio revela, a través de un análisis cualitativo basado en entrevistas a investigadores uruguayos retornados al país, una mayor frecuencia de los vínculos académicos

a distancia —entre aquellos que tienen experiencia migratoria— luego del retorno que antes del evento emigratorio, lo que se explica en parte por la continuidad de vinculaciones gestadas durante la estadía en el exterior, así como por el mayor desarrollo y maduración del investigador al volver al país (Robaina, 2017).

Son diversas las modalidades o vías a través de las que se concretan las colaboraciones y los contactos con colegas del exterior: la invitación recíproca a conferencias o dictado de cursos, el envío de estudiantes de posgrado a realizar pasantías, la participación conjunta en proyectos de investigación y las publicaciones en coautoría. Los investigadores con experiencia migratoria desarrollan vinculaciones internacionales mayormente con instituciones de los países de acogida en el exterior y estas se extienden a sus colegas o estudiantes, que heredan los contactos y vínculos de aquellos: «... una vez que la red de conocimiento se crea, provee el canal para la movilidad futura» (Mahroum, 2001, traducción propia).

De acuerdo al mismo antecedente, la colaboración internacional se ve también estimulada por los criterios universales de evaluación de la ciencia vigentes. El acceso a fondos internacionales exige frecuentemente la participación conjunta de varios países en proyectos de investigación, e incluso los artículos publicados en coautoría internacional alcanzan mayor visibilidad, citación e impacto (De Filippo, Barrere y Gómez, 2007). Lo anterior podría conducir a prácticas y estrategias de publicación que ponen en cuestión la copublicación internacional y los indicadores bibliométricos en general como indicadores válidos de la colaboración científica internacional. En ese sentido, algunos trabajos previos recomiendan precaución a la hora de diferenciar colaboración sin coautoría y copublicación en ausencia de una verdadera colaboración (López, 2015). A partir de dicha precaución, y como se adelantó en la introducción, este artículo analiza no solo las colaboraciones internacionales que se concretan en copublicaciones, sino aquellas que se basan en intercambios y colaboraciones informales o que no necesariamente se traducen en productos específicos, logrando así recuperar las vinculaciones o los colegas que no son captados en los estudios bibliométricos que estudian la vinculación científica internacional, los que Scellato, Franzoni y Stephan (2015) denominaron los «colegas invisibles»: aquellos con los que se hacen intercambios de estudiantes y docentes, o con los que se desarrollan proyectos de investigación conjuntos, entre otros posibles.

Se establecía antes que la comunidad científica uruguaya logra a través de la vinculación académica internacional paliar ciertas falencias locales en materia científica, lo que podría conducir a asumir al proceso de internacionalización de los vínculos científicos como un fenómeno favorable para un país en desarrollo como Uruguay, en la medida en que habilita procesos de investigación que de otra forma no podrían desarrollarse en el medio interno. Sin embargo, otra perspectiva alerta sobre el riesgo de «colonización» que la internacionalización de la actividad científica podría implicar (Ricyt, 2007). Esto porque, como se indica en el *Manual de Santiago* de la Ricyt (2007),² una mayor vinculación internacional puede provocar el desvío de las capacidades locales para la resolución de problemas de los países más desarrollados, lo que se ve fortalecido por la debilidad de la política científica y tecnológica y por la carencia de instrumentos financieros de los primeros países. Tal reproducción

2 El *Manual de Santiago* es una propuesta metodológica de la Red Iberoamericana de Ciencia y Tecnología (Ricyt) para la medición de la intensidad y la descripción de las características de la internacionalización de la ciencia y la tecnología de los países iberoamericanos, tanto a nivel nacional como de las instituciones y organismos que realizan tareas de investigación y desarrollo tecnológico (I+D).

de tradiciones y agendas científicas de los países centrales refuerza la división y supremacía de estos sobre aquellos (Spivak y Hubert, 2012). Esta noción fue trabajada por Vessuri (1990), quien refiere al dominio del «centro científico» en las agendas de los investigadores de los países periféricos, limitando la pertinencia de la producción de conocimiento para los contextos locales de sus países de origen y aislando a la actividad científica de la realidad productiva y social, proceso al que Pellegrino y Cabella (1998) aludieron como «*brain drain* interno».

Datos y métodos

La fuente de datos en la que se basa este estudio es el censo a docentes de la Universidad de la República del año 2015.

Puesto que no todos los docentes universitarios censados pueden ser considerados investigadores, se definieron dos atributos —recogidos en la fuente— que permitieran delimitar la población de interés: los investigadores. La decisión que se tomó fue que un investigador sería todo aquel que cumpliera dos condiciones: 1) que hubiera completado el título académico de doctorado y 2) que declarara haber investigado en el año de aplicación de la encuesta.

El censo universitario recaba información sociodemográfica de los investigadores, el área cognitiva en la que desarrollan su investigación, los indicadores de su trayectoria o madurez como investigadores, su experiencia migratoria y además habilita el estudio de las redes basadas en las siguientes modalidades de colaboración internacional: el intercambio de estudiantes y docentes, los proyectos de investigación conjuntos y otras formas (sin distinción) de vinculación con países del exterior.

Se considerará que un investigador tiene experiencia migratoria si cursó estudios de posgrado en el exterior. Se parte de la hipótesis de que los vínculos académicos a distancia se generan principalmente a partir de las relaciones interpersonales gestadas cara a cara, por lo que haber hecho estudios de posgrado en el exterior —durante los cuales se tuvo oportunidad de vincularse con colegas de diversos países— y haber vuelto al país de origen se asociaría a una mayor red académica internacional.

Otra decisión conceptual que se tomó para el análisis fue la definición de que un individuo habría cursado un estudio de posgrado en el exterior si el país donde lo hubiera cursado fuera diferente a su país de origen, pero asumiendo como país de origen aquel donde el individuo residía al alcanzar la mayoría de edad. Tal decisión, inspirada en el trabajo de Scellato, Franzoni y Stephan (2015), se sustenta en la suposición de que las decisiones migratorias previas a la mayoría de edad no son tomadas por el sujeto, sino por sus progenitores o tutores, además de que es a partir de tal edad cuando se concentran las decisiones individuales por motivos educativos o laborales. Específicamente, y por la forma en que está planteado el formulario del censo, se considera como país de origen aquel en el que se declara haber cursado la Educación Media Superior, como *proxy* del país donde residía cuando alcanza la mayoría de edad.

Se hace un análisis econométrico para dar cuenta de la correlación entre diferentes variables individuales y el tamaño de la red internacional. Específicamente, se estima un modelo *logit* ordinal que tiene como dependiente la variable *tamaño de la red*, que puede asumir uno de los siguientes valores: no integra red internacional, integra una red chica, integra una

red mediana, integra una red grande. Se eligió dicho modelo porque, como se detallará en la próxima sección, la variable dependiente es cualitativa y sus categorías pueden ordenarse, desconociéndose la distancia entre cada uno de sus valores posibles (Escobar, Fernández y Bernardi, 2012; Long y Freese, 2001).

Antes de pasar al análisis econométrico para el estudio de los determinantes del tamaño de las redes de vinculación internacional, se repasan los datos descriptivos y las estadísticas de resumen de algunas variables de interés.

Resultados

Experiencia migratoria y redes de vinculación internacional: estadísticas descriptivas

Con la información que recaba el censo de docentes universitarios de 2015 fue posible clasificar a los investigadores según estatus migratorio en función de su experiencia de movilidad en tres grupos: 1) no migrantes: aquellos que residen en su país de origen y no realizaron estudios de posgrado en el exterior; 2) retornados: aquellos que residen en su país de origen pero cursaron estudios de posgrado en el exterior; 3) extranjeros: aquellos que residen en un país diferente al de origen.

La distribución relativa de los investigadores de la Universidad de la República en función de su estatus migratorio muestra que la mayoría son retornados.

Tabla 1
Distribución de los investigadores de la Udelar según estatus migratorio, 2015

	Casos	Distribución relativa (%)
No migrante	423	35,0
Retornado	690	57,1
Extranjero	95	7,9
Total	1208	100,0

Fuente: elaboración propia a partir del censo de docentes universitarios (Udelar, 2015)

Tabla 2
Tipo de vinculación internacional (con o sin financiamiento) que declaran tener los investigadores, 2015

Tipo de vinculación	Casos	Prevalencia de tipo de vinculación (%)
Intercambio estudiantil	213	27,8
Intercambio docente	374	48,8
Actividades de investigación	704	91,9
Otros vínculos	169	22,1

Nota: Los porcentajes suman más de 100 porque las respuestas no son excluyentes

Fuente: elaboración propia a partir del censo de docentes universitarios (Udelar, 2015)

La tabla 2 presenta la distribución de los investigadores según el tipo de vinculación internacional que declaran haber tenido en los dos años previos al censo, aplicado en setiembre de 2015. El 63,4% de los investigadores de la Udelar manifiesta haber mantenido en los últimos dos años algún tipo de cooperación internacional, ya sea con o sin financiamiento. Cuando se los interroga sobre el tipo de vínculos con el exterior, el 91,9% menciona haberse vinculado a través del desarrollo de actividades conjuntas de investigación. También el 48,8% de los docentes con vinculación internacional ha participado de instancias de intercambio docente. La tabla 2 presenta la distribución de las respuestas, que no son excluyentes.

Entendiendo al tamaño de la red de vinculación internacional como el número de países con los que cada investigador declara tener algún tipo de vínculo (sin distinguir el tipo de intercambio), y de acuerdo con la tipología propuesta por Scellato, Franzoni y Stephan (2015), se puede clasificar a los investigadores de la siguiente manera:

1. no integran ninguna red de vinculación internacional;
2. integran una red internacional chica (se vinculan con un único país);
3. integran una red internacional mediana (se vinculan con dos o tres países);
4. integran una red internacional grande (se vinculan con cuatro o más países).

La distribución de los investigadores de acuerdo a la anterior clasificación según estatus migratorio se presenta en la tabla 3.

Tabla 3

Distribución de los investigadores de la Udelar según el tamaño de la red internacional que integran y su estatus migratorio, 2015

Tamaño de la red	Total	No migrantes	Retornados	Extranjeros
No integra red internacional	36,6	34,3	38,1	35,8
Red pequeña	20,9	24,4	18,1	26,3
Red mediana	26,4	25,8	27,3	23,2
Red grande	16,1	15,6	16,5	14,7
Total	100,0	100,0	100,0	100,0
Total de casos	1208	423	690	95

Fuente: elaboración propia a partir del censo de docentes universitarios (Udelar, 2015)

A simple vista no se percibe una asociación clara entre el estatus migratorio y el tamaño de la red, al menos al observarla sin distinguir por el tipo de vínculo o intercambio. La proporción mayoritaria de investigadores (57,5%) declara no tener red internacional o vincularse con un único país (red pequeña), mientras que el 42,5% restante forma parte de una red mediana o grande. Al considerar el estatus migratorio de los investigadores, se observa que 43,8% de los retornados declara formar parte de una red mediana o grande, porcentaje levemente superior al de los investigadores no migrantes (41,4%) y a los que residen en el exterior (37,9%).

Los determinantes del tamaño de las redes de vinculación internacional

En el análisis multivariado se incluyen: la variable sexo, variables referidas a la trayectoria del investigador, específicamente la cantidad de años transcurridos desde la obtención del título de doctor y un indicador del grado de su consolidación o independencia, con el supuesto

de que aquellos con más años como doctores o más consolidados habrán desarrollado redes internacionales de mayor envergadura. Para operacionalizar este último concepto se asume que un investigador que ha alcanzado el estatus de profesor adjunto, equivalente al grado 3 en la escala de la carrera docente de la Udelar, y tiene régimen de dedicación total (RDT), es un investigador consolidado. Asimismo, se incluyó el área de conocimiento en que declara investigar el encuestado, partiendo de la base que las áreas cognitivas difieren en cuanto a sus pautas de movilidad e intercambio y a sus niveles de internacionalización. Finalmente, se incluyó la variable que recoge el estatus migratorio del investigador.

Vale la pena aclarar que hay variables que se estiman relevantes en la determinación del tamaño de las redes internacionales, como por ejemplo el tiempo transcurrido desde el retorno, que por las restricciones de la fuente de información en que se basa este análisis no pueden ser incluidas.

El cuadro 1 resume las variables incluidas en el modelo.

Cuadro 1
Resumen de variables a incluir en el análisis econométrico

Variable	Tipo	Definición	Descripción
Tamaño de la red internacional	Ordinal	Refiere a la cantidad de países con los que el investigador declara tener algún tipo de intercambio	Asume cuatro valores: 1: No integra red internacional; 2: Red pequeña; 3: Red mediana; 4: Red grande
Mujer	Dicotómica	Recoge el sexo del encuestado	Asume el valor 1 en caso de ser mujer y 0 si es varón
Agraria Básica Salud Social y artística Tecnológica	Dicotómica	Refiere al área de conocimiento en la que el encuestado declara investigar	Asume el valor 1 cuando el investigador declara investigar en el área, 0 si no lo hace
Consolidación	Dicotómica	Es un proxy del grado de consolidación del investigador, basado en el grado de avance en la carrera docente de Udelar	Asume el valor 1 si el investigador tiene grado docente 3 o superior y tiene RDT, 0 si tiene grado docente menor o no tiene RDT
Tiempo transcurrido desde la graduación del doctorado	Discreta	Refiere a la cantidad de años desde la obtención del título de doctorado hasta 2013	Asume valores desde 0 (aquellos que obtuvieron el título en 2013) hasta 39
Estatus migratorio	Categorica	Refiere a estatus migratorio del investigador	Variable con tres categorías: 0: No migrante (cat. referencia); 1: Retornado; 2: Extranjero

De acuerdo al carácter de la variable que interesa explicar, se estimará un modelo de tipo *logit* ordinal. Dicho modelo descansa sobre el supuesto de las regresiones paralelas o razones proporcionales, según el cual el modelo logístico que describe la relación entre las variables independientes y cada uno de los pares ordenados que se pueden formar entre las categorías adyacentes de la variable dependiente es el mismo (Long y Freese, 2001). Tal principio explica por qué el modelo *logit* ordinal arroja un único coeficiente para cada variable independiente.

Se procedió entonces en primer lugar a verificar si el modelo logístico con las variables dependiente e independientes definidas cumplía o no este supuesto, lo que se hizo a través del *test Brant*, que, además de proporcionar información acerca de la posible violación

del supuesto, informa sobre la o las variables que contribuyen a su incumplimiento (Long y Freese, 2001).

De acuerdo a los resultados del *test*, la variable que recoge la información respecto a si el individuo investiga o no en el área Social y Artística es la única que viola el supuesto de regresiones paralelas, quiere decir que —a diferencia de las restantes variables— su coeficiente varía según el par de valores adyacentes de la variable dependiente en que nos centremos.

Por lo anterior se decidió que en lugar de emplear el modelo *logit* ordinal estándar el análisis se basaría en su versión generalizada, que permite flexibilizar el supuesto de regresiones paralelas solo para la variable que viola el supuesto (Williams, 2016). La estimación del *logit* ordinal generalizado o de razones proporcionales parciales arroja un coeficiente para cada variable dependiente que cumple el supuesto de razones proporcionales y múltiples coeficientes (en este caso tres, porque la variable dependiente tiene tres pares de valores adyacentes) para la variable que viola el principio.³

La tabla 4 presenta los resultados multivariados y permite evaluar las correlaciones significativas entre las diferentes variables individuales y el tamaño de la red internacional. El procedimiento para la estimación de los modelos consistió en la incorporación sucesiva de las diferentes variables independientes.

Tabla 4
Coeficientes y errores estándar para los modelos logísticos ordinales de razones proporcionales parciales del tamaño de las redes de vinculación internacional

Modelos	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mujer	-0,230* (0,112)	-0,258* (0,114)	-0,216 (0,115)	-0,195 (0,115)	-0,196 (0,116)
Área Agraria		0,338* (0,162)	0,332* (0,162)	0,315 (0,163)	0,306 (0,164)
Área Básica		0,699*** (0,142)	0,696*** (0,142)	0,638*** (0,143)	0,638*** (0,146)
Área Salud		0,557*** (0,144)	0,546*** (0,145)	0,546*** (0,145)	0,542*** (0,151)
		a0,164 (0,181)	a0,140 (0,181)	a0,156 (0,182)	a0,150 (0,183)
Área Social y Artística		b0,773*** (0,182)	b0,761*** (0,183)	b0,779*** (0,183)	b0,774*** (0,184)
		c0,693** (0,218)	c0,687** (0,218)	c0,699** (0,218)	c0,695** (0,219)

3 Para dicha variable se indican tres coeficientes, indicados con los correspondientes superíndices: a) predice la probabilidad de pasar de la categoría 1 de la variable dependiente a una superior (no tener red *versus* tenerla, independientemente de su tamaño); b) predice la probabilidad de pasar de la categoría 2 o menos a una superior (integrar red chica o no integrarla *versus* integrar una mayor), y c) predice la probabilidad de pasar de la categoría 3 o inferior a la cuarta categoría de respuesta (integrar red mediana o inferior *versus* integrar una red grande).

Modelos	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Área Tecnológica		0,377* (0,148)	0,336* (0,149)	0,352* (0,150)	0,352* (0,151)
Consolidación como investigador/a			0,592*** (0,162)	0,414* (0,169)	0,418* (0,170)
Tiempo transcurrido desde graduación como doctor/a				0,0280*** (0,00760)	0,0283*** (0,00769)
Estatus migratorio (cat. ref: no migrante)					
Retornado					0,20216 (0,22564)
Extranjero					0,20588 (0,21294)
Cut 1_Constant	0,713*** (0,0819)	0,104 (0,165)	-0,392 (0,214)	-0,486* (0,216)	-0,675* (0,289)
Cut 2_Constant	-0,110 (0,0788)	-0,930*** (0,168)	-1,439*** (0,219)	-1,542*** (0,222)	-1,731*** (0,294)
Cut 3_Constant	-1,460*** (0,0934)	-2,289*** (0,184)	-2,808*** (0,234)	-2,921*** (0,237)	-3,112*** (0,307)
LI	-1432,5	-1398,0	-1391,1	-1384,3	-1383,8
Aic	2872,9	2818,0	2806,3	2794,6	2797,6
Bic	2892,8	2872,7	2865,9	2859,2	2872,1
r2_p	0,00149	0,0255	0,0303	0,0351	0,0354
N	1064	1064	1064	1064	1064

Fuente: elaboración propia a partir del censo de docentes universitarios (Udelar, 2015)

Errores estándar entre paréntesis, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

Como se preveía, en todos los modelos especificados las variables que recogen el tiempo desde la obtención del doctorado y la consolidación del investigador tienen un efecto positivo y significativo sobre el tamaño de las redes internacionales. Un investigador de mayor trayectoria está dotado de un capital social mayor a la interna de la comunidad científica y académica internacional, por lo que podrá desarrollar más vínculos con colegas de otros países. Investigar en las áreas Básica, Salud y Tecnológica presenta un efecto positivo y significativo sobre el tamaño de la red internacional, mientras que investigar en el área Social y Artística tiene efecto positivo y significativo en la probabilidad de integrar redes internacionales de mayor tamaño respecto a integrar una chica, pero no en la probabilidad de integrar una red internacional respecto a no integrarla.

El ser mujer reduce la probabilidad de pertenecer a redes internacionales de mayor tamaño, aun controlando por el área de conocimiento. La restricción de la movilidad y del intercambio internacional es una de las expresiones del conflicto entre responsabilidades familiares y trabajo académico, que afecta especialmente a las mujeres (Frank *et al.*, 2011;

Tomassini, 2012; Robaina, 2017), limitante que supone, en un contexto de creciente internacionalización de la ciencia, una desventaja en la competencia académica. Sin embargo, de acuerdo a los resultados del modelo, a partir de que se incorpora el control de la consolidación de la carrera investigadora, la variable que recoge el sexo deja de ser significativa, lo que podría ser un indicio de que ser mujer deja de ser una limitante en la vinculación académica con más países, una vez que se alcanza el estatus de investigador consolidado.

En lo que respecta a la variable estatus migratorio y a efectos de la principal hipótesis de este artículo, la experiencia migratoria no tiene un efecto significativo sobre el tamaño de las redes internacionales ni el efecto de ser retornado ni extranjero incrementa las probabilidades de tener una red de mayor tamaño como se esperaba en un principio. Una explicación posible para lo anterior podría ser que un investigador retornado al Uruguay desarrolla al volver una vinculación frecuente y fluida con colegas del país de acogida en el exterior y no necesariamente con colegas de una mayor cantidad de países. Asimismo, es posible que aquel que reside en el exterior se vincule mayormente con colegas al interior del país que lo acoge. Sin embargo, aquí no se está contemplando la cantidad de vinculaciones que un investigador puede tener con colegas de un mismo país, sino la cantidad de países con los que se vincula.

Los modelos antes estimados tienen como variable dependiente el tamaño de la red académica internacional, pero no distinguen el tipo de intercambio académico. Lo que interesa a continuación es analizar si el estatus migratorio tiene un efecto significativo cuando se centra la atención en las redes basadas en un tipo u otro de intercambio.

Como se estableció antes, los tipos de intercambios internacionales que se relevan en el censo docente son: el intercambio de estudiantes, el intercambio docente, la participación conjunta en actividades de investigación y otros intercambios sin distinción. Si bien el estatus migratorio no aparece como determinante del tamaño de las redes en general, podría actuar determinando el tamaño de la red basada en algún intercambio en particular, para lo que se estimaron modelos *logit* ordinales para cada nueva variable dependiente.

De la estimación de los diferentes modelos surge que el estatus migratorio sí es una variable significativa y su efecto es positivo cuando la variable dependiente en consideración es el tamaño de la red internacional basada en el intercambio docente. En tal caso, resulta de la prueba de Brant que el modelo se ajusta al principio de regresiones lineales o razones proporcionales, por lo que los resultados que se comentan a continuación se basan en los resultados arrojados por la estimación del modelo *logit* ordinal estándar.

Específicamente, surge de la tabla 5 que haber cursado estudios de posgrado en el exterior y regresar al país de origen aumenta la probabilidad de intercambios docentes con más países (tener una red más grande). Es posible que un investigador que residió y cursó estudios de posgrado en el exterior haya tenido la oportunidad de conocer colegas de diferentes países, con los que luego mantiene la vinculación a través de diferentes intercambios docentes. Las variables referidas a la consolidación del investigador y al tiempo transcurrido desde la obtención del título de doctorado mantienen su efecto positivo y significativo sobre el tamaño de la red también para este tipo de vinculación internacional específica. En cuanto al área de conocimiento en que se investiga, únicamente pertenecer al área agraria tiene un efecto —*ceteris paribus*— significativo y positivo sobre el tamaño de la red basada en el intercambio docente.

Tabla 5
Coeficientes y errores estándar para los modelos logísticos ordinales del tamaño de las redes de vinculación internacional basada en el intercambio docente

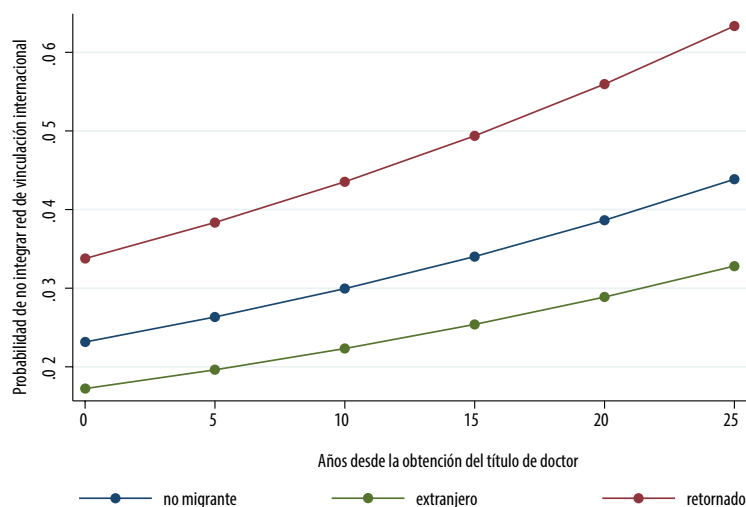
Modelos	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mujer	-0,265* (0,130)	-0,273* (0,132)	-0,207 (0,134)	-0,190 (0,134)	-0,158 (0,136)
Área Agraria		0,446* (0,176)	0,432* (0,177)	0,420* (0,178)	0,362* (0,180)
Área Básica		0,139 (0,160)	0,132 (0,162)	0,0713 (0,163)	0,145 (0,167)
Área Salud		0,170 (0,166)	0,164 (0,168)	0,164 (0,168)	0,258 (0,176)
Área Social y Artística		0,315 (0,190)	0,296 (0,192)	0,323 (0,193)	0,260 (0,195)
Área Tecnológica		0,154 (0,170)	0,0884 (0,171)	0,107 (0,171)	0,160 (0,174)
Consolidación como investigador/a			1,114*** (0,233)	0,940*** (0,239)	0,910*** (0,240)
Tiempo transcurrido desde graduación como doctor/a				0,0288*** (0,00839)	0,0264** (0,00852)
Estatus migratorio (cat. ref: no migrante)					
Retornado					0,388* (0,166)
Extranjero					-0,301 (0,296)
Cut1_Constant	0,615*** (0,0854)	0,921*** (0,183)	1,903*** (0,282)	2,023*** (0,285)	2,242*** (0,308)
Cut2_Constant	1,540*** (0,0992)	1,851*** (0,191)	2,849*** (0,290)	2,976*** (0,293)	3,204*** (0,316)
Cut3_Constant	3,056*** (0,164)	3,370*** (0,233)	4,377*** (0,320)	4,511*** (0,324)	4,743*** (0,345)
LI	-1005,2	-1001,6	-987,7	-981,8	-976,7
Aic	2018,5	2021,1	1995,3	1985,7	1979,5
Bic	2038,3	2065,9	2045,0	2040,3	2044,1
r2_p	0,00208	0,00571	0,0195	0,0253	0,0304
N	1064	1064	1064	1064	1064

Errores estándar entre paréntesis; * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Fuente: elaboración propia a partir del censo de docentes universitarios (Udelar, 2015)

Gráfico 1

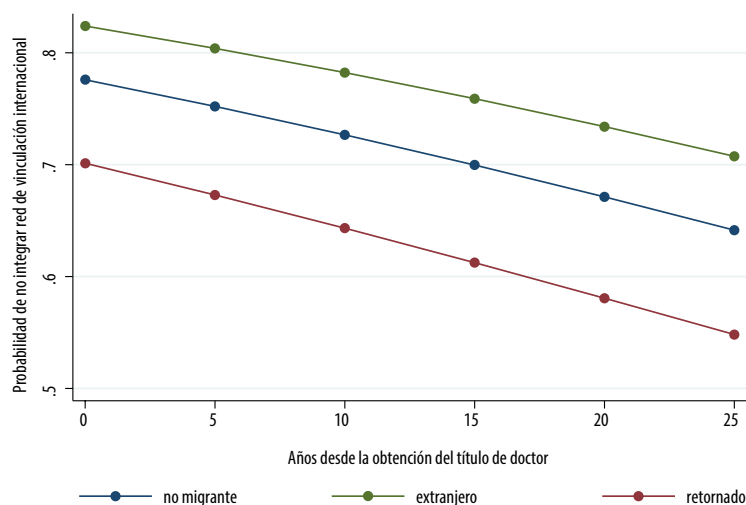
Probabilidad estimada de integrar una red de intercambio docente grande, según estatus migratorio y duración del doctorado



Fuente: elaboración propia a partir del censo de docentes universitarios (Udelar, 2015)

Gráfico 2

Probabilidad estimada de no formar parte de una red de intercambio docente, según estatus migratorio y duración del doctorado



Fuente: elaboración propia a partir del censo de docentes universitarios (Udelar, 2015)

Al computar las probabilidades predichas para los resultados específicos de la variable dependiente tamaño de la red, se obtiene que el retornado tiene una probabilidad más alta de pertenecer a una red mediana o grande (con el resto de las variables en su valor promedio) en comparación con los otros estatus migratorios, mientras que presenta una probabilidad menor de no tener red basada en el intercambio docente. A modo ilustrativo, los gráficos 1 y

2 representan la probabilidad predicha de cada uno de los estatus migratorios (no migrante, extranjero y retornado) de formar parte de una red de intercambio docente grande (gráfico 1) y de no integrar ninguna red de intercambio docente (gráfico 2), según el tiempo desde la obtención del título de doctorado.

Como se aprecia en el gráfico 1, la probabilidad de pertenecer a una red grande es más alta para los retornados (con las restantes variables en su valor medio), seguidos por los no migrantes y, en último lugar, por aquellos que residen en un país diferente al de su origen. Vemos que la probabilidad de integrar este tipo de red aumenta a medida que aumenta el tiempo desde la obtención del doctorado —para todos los estatus migratorios—.

Contrario es lo que se verifica cuando estimamos la probabilidad de carecer de intercambios docentes internacionales (gráfico 2): el retornado tiene una probabilidad menor de no integrar red de intercambio docente internacional en comparación a los restantes estatus migratorios. También en este caso el tiempo transcurrido desde la graduación del doctorado tiene su incidencia: a medida que aumenta este tiempo, se reduce la probabilidad de no tener red de intercambio docente.

Discusión

Contrariamente a lo que se preveía al emprender el análisis, volver a Uruguay luego de cursar estudios de posgrado en el exterior no tiene un efecto unívoco ni claro sobre la cantidad de países con los que los investigadores desarrollan vinculaciones con posterioridad a la experiencia migratoria. El estatus de retornado tiene un efecto significativo y positivo sobre el tamaño de la red de intercambio docente internacional, pero no sobre el tamaño de las redes internacionales de otra naturaleza.

También en dirección contraria a lo esperado, residir en un país diferente al de origen no tiene un efecto significativo (diferente al de los no migrantes) sobre el tamaño de las redes internacionales. En ese sentido, se plantea la hipótesis de que aquellos que por algún motivo se encuentran fuera de su país desarrollan más densas redes de intercambio académico al interior del país en que se encuentran, intercambios que no son captados en la fuente de datos en la que se basa el análisis.

Finalmente, hay atributos que sí presentan una asociación clara con las redes internacionales que luego se integran. Específicamente, los indicadores de trayectoria académica del investigador (consolidación y años desde la obtención del título de doctorado) tienen un efecto positivo y significativo sobre el tamaño de las redes internacionales, cualquiera sea el tipo de vinculación internacional en que nos centremos.

Aun a sabiendas de que el análisis hecho subestima el grado de internacionalización de las vinculaciones al no considerar la cantidad de vínculos que un investigador desarrolla con colegas o instituciones al interior de un mismo país, de acuerdo a la información presentada se puede afirmar que la comunidad de investigadores de la Universidad de la República se caracteriza por niveles importantes de internacionalización, ya que una alta proporción de ellos (42,5%) integra redes internacionales medianas o grandes, según como se definieron en este trabajo.

La identificación del país de origen y los países con los cuales un investigador mantiene vinculación nos hubiera permitido aproximar el potencial de la vinculación internacional para la transferencia de conocimiento de un investigador emigrado a su país de origen,

evaluando así la «opción diáspora», en el sentido de Meyer (2001) y Meyer *et al.* (1997) como atenuante —a través de la transferencia transnacional de conocimiento— de la emigración científica. Si bien dicho análisis no es factible de ser hecho con la información aquí analizada, la evidencia de este trabajo y la constatación de los considerables niveles de internacionalización de la comunidad de investigadores uruguayos justifica la interrogante acerca de otras posibles implicancias de la internacionalización de la actividad científica para los países en desarrollo.

No obstante, el proceso de internacionalización de la ciencia y la tecnología y la movilidad e intercambio de investigadores como dos de sus expresiones son fenómenos que redundan en efectos positivos innegables (acceso a recursos y perfeccionamiento inexistente en el medio local, entre otros), se trata de procesos que pueden provocar el desvío de las capacidades de investigación nacionales y limitar la pertinencia de la producción de conocimiento para los contextos locales de sus países de origen. Considerando que la movilidad y el intercambio internacional de los investigadores es también vector de circulación de objetos de estudio, temáticas, metodologías y tradiciones científicas entre países (Kreimer, 1998), estos podrían alterar las dinámicas y los contenidos de la investigación, al punto de operar aislando la actividad científica local de la realidad productiva y social, con el riesgo de que, aun residiendo los investigadores en el país de origen, se produzca una fuga —esta vez interna— de cerebros.

Referencias bibliográficas

- ACKERS, L. (2005), «Moving People and Knowledge: The mobility of Scientists within the European Union», en *International Migration*, vol. 45, n.º 5, pp. 99-131.
- ALBORNOZ, M.; LUCHILO, L.; ARBER, G.; BARRERE, J. y RAFFO, R. (2002), *El talento que se pierde. Aproximación al estudio de la emigración de profesionales, investigadores y tecnólogos argentinos*. Documentos de Trabajo, 4, Buenos Aires: Centro Redes, en: <<http://www.raices.mincyt.gov.ar/documentos/El%2otalento%2oque%2ose%2opierde.pdf>>, acceso: 4/8/2016.
- BIANCO, M. y SUTZ, J. (2014), *Veinte años de políticas de investigación en la Universidad de la República: acierots, dudas y aprendizajes*. Montevideo: Ediciones Trilce, en: <https://www.colibri.udelar.edu.uy/jspui/bitstream/123456789/4149/1/Libro_Veinte_a%C3%B1os_de_pol%C3%ADticas_de_investigaci%C3%B3n_en_la_Universidad_de_la_Rep%C3%BAblica.pdf>, acceso: 21/6/2018.
- BUTI SIERRA, A. (2002), «Científicos uruguayos en países del Mercosur :movilidad, redes y patrones culturales», en *Anuario Antropología Social y Cultural en Uruguay*, vol. 2002-2003, pp. 125-135.
- DE FILIPPO, D.; BARRERE, R. y GÓMEZ, I. (2010), «Características e impacto de la producción científica en colaboración entre Argentina y España», en *Revista Iberoamericana de Ciencia Tecnología y Sociedad*, vol. 6, n.º 16, pp. 179-200, en: <http://www.scielo.org.ar/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1850-00132010000300009>, acceso: 21/6/2018..
- ESCOBAR, M.; FERNÁNDEZ, E. y BERNARDI, F. (2012), *Cuadernos Metodológicos. Análisis de datos con Stata*, Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas, en: <<http://casus.usal.es/blog/modesto-escobar/files/2014/06/Escobar-Fernandez-y-Bernardi-2009.pdf>>, acceso: 21/6/2018.

- FRANK, M.; FONSECA, C.; BAO, J. y FOX, M. F. (2011), «Work and family conflict in academic science: Patterns and predictors among women and men in research universities», en *Social Studies in Social Sciences*, vol. 41 (5), pp. 715-735.
- GARCÍA-HERNÁNDEZ, A. (2012), «Las redes de colaboración científica y su efecto en la productividad . Un análisis bibliométrico», en *Investigación bibliotecológica*, vol. 27, n.º 59, en: <http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=So187-358X2013000100008>, acceso: 23/6/2018.
- JONKERS, K. y CRUZ-CASTRO, L. (2013), «Research upon return: The effect of international mobility on scientific ties, production and impact», en *Research Policy*, vol. 42 (8), pp. 1366-1377.
- KREIMER, P. (1998), «Migración de científicos y estrategias de reinserción», en CHARUM, J. y MEYER, J. B. (eds.), *El nuevo nomadismo científico. La perspectiva latinoamericana*, Bogotá: Escuela Superior de Administración Pública.
- LONG, J. S. y FREESE, J. (2001), *Regression models for categorical dependent variables using Stata*, Texas: Stata Press Publication.
- LÓPEZ, M. P. (2015), «Aportes para pensar las dimensiones internacionales de la investigación en América Latina», en *Revista Iberoamericana de Ciencia, Tecnología y Sociedad*, vol. 10, n.º 30, pp. 173-197.
- MAHROUM, S. (2001), «Europe and the Immigration of Highly Skilled Labour», en *International Migration*, vol. 39 (5), pp. 27-43.
- MEYER, J. B. (2001), «Network approach versus brain drain: Lessons from the diaspora», en *International Migration*, vol. 39 (5), pp. 91-110.
- CHARUM, J.; BERNAL, D. et al. (1997). «Turning Brain Drain into Brain Gain: The Colombian Experience of the Diaspora Option», en *Science Technology y Society*, vol. 2 (1), pp. 285-315.
- PELLEGRINO, A. y CABELLA, W. (1998), «Emigración de científicos: el caso de Uruguay», en CHARUM, J. y MEYER, J. B. (eds.) (1998), *El nuevo nomadismo científico. La perspectiva latinoamericana*, Bogotá: Escuela Superior de Administración Pública.
- RICYT [RED DE INDICADORES DE CIENCIA Y TECNOLOGÍA IBEROAMERICANA/INTERAMERICANA] (2007), *Manual de indicadores de internacionalización de la ciencia y la tecnología. Manual de Santiago*, en: <http://www.ricyt.org/manuales/doc_view/1-manual-de-santiago>, acceso: 20/8/2017.
- ROBAINA, S. (2017), *Experiencia migratoria de investigadores uruguayos: determinantes, características e implicancias*. Tesis de maestría. Montevideo: Programa de Población, Universidad de la República.
- SCCELLATO, G.; FRANZONI, C. y STEPHAN, P. (2015), «Migrant scientists and international networks», en *Research Policy*, vol. 44, n.º 1, pp. 108-120.
- SEBASTIÁN, J. (2003), *Estrategias de cooperación universitaria para la formación de investigadores en Iberoamérica*, Madrid: OEI, en: <<http://www.oei.es/superior/jsebastian.pdf>>, acceso: 20/2/2017.
- SPIVAK, A. y HUBERT, M. (2012), «Movilidad científica y reflexividad. De cómo los desplazamientos de los investigadores modelan modos de producir conocimientos», en *Redes*, vol. 18, n.º 34, pp. 85-111, en: <<http://www.redalyc.org/html/907/90728916004/>>, acceso: 21/6/2018.
- TOMASSINI, C. (2012), *Ciencia académica y género: trayectorias académicas de varones y mujeres en dos disciplinas del conocimiento dentro de la Universidad de la República, Uruguay*. Tesis de maestría, Montevideo: Departamento de Sociología, Universidad de la República.
- VAN BOUWEL, L. A. C. (2010), «International mobility patterns of researchers and their determinants», ponencia presentada en *Opening Up Innovation: Strategy, Organization and Technology*, Londres.

- VESSURI, H. (1990), «O inventamos o erramos: The power of science in Latin America», en *World Development*, vol. 18 (11), pp. 1543-1553.
- WILLIAMS, R. (2016), «Understanding and interpreting generalized ordered logit models», en *The Journal of Mathematical Sociology*, vol. 40 (1), pp. 7-20.

La migración interna en Colombia en la transición al siglo XXI.

Una aproximación multiescalar

*Internal migration in Colombia in the transition
to 21st century. A multi-scale approximation*

Sulma Marcela Cuervo Ramírez¹

Alisson Flávio Barbieri²

José Irineu Rangel Rigotti³

Universidade Federal de Minas Gerais

Resumen

Este artículo busca contribuir a la comprensión del patrón colombiano de migración interna como parte de las transformaciones históricas desde la segunda mitad del siglo XX en el contexto del conflicto armado. Se procura rescatar la utilidad de los censos demográficos con el fin de dimensionar la distribución de las migraciones en el territorio nacional y de reconocer el balance de pérdidas y ganancias poblacionales producto de los intercambios migratorios. Para ello son consideradas diferentes escalas de análisis espacial: regional, departamental, provincial y municipal. Los resultados revelan que a pesar de la fuerza concentradora de las áreas metropolitanas,

Abstract

This paper evaluates the Colombian pattern of internal migration and its relationship with the historical transformations in the country since the second half of the 20th century, especially in a context of enduring armed conflict. We use Colombian demographic censuses to show the distribution of migrations in the national territory and to estimate the effect of migration on population composition at several scales of analysis: regional, departmental, provincial and municipal. The results show that despite the major role of metropolitan areas in absorbing migrant populations, over time new areas – such as the near border areas and abroad – have

- 1 Formada en Economía, magíster en Estudios de Población y doctora en Demografía por el Centro de Desarrollo y Planeamiento Regional (Cedeplar) de la Universidad Federal de Minas Gerais (UFMG). Es investigadora de posdoctorado del Programa de Pos Graduación en Demografía de la UFMG. Se especializa en migración. <sumacura@gmail.com>
- 2 Formado en Economía, magíster en Demografía y con PhD en Planeamiento Urbano y Regional de la University of North Carolina (Chapel Hill, EEUU). Es profesor adjunto del Departamento de Demografía de la UFMG. Su trabajo de investigación se concentra en temas de migración interna e internacional, población y ambiente y planificación regional y urbana. <barbieri@cedeplar.ufmg.br>
- 3 Formado en Geografía, magíster y doctor en Demografía por el Cedeplar de UFMG. Es profesor adjunto del Departamento de Demografía de la UFMG. Se especializa en temas de distribución espacial de la población, educación y migración. <rigotti@cedeplar.ufmg.br>

surgen nuevos polos de atracción en las áreas de frontera interna e internacional, reconfigurando el patrón de migración interna en este nuevo lustro.

Palabras clave: Migración interna. Desplazamiento forzado. Censos demográficos. Colombia.

increasingly attracted migrants and reshaped migration patterns within Colombia.

Keywords: Colombia. Internal migration. Forced displacement. Demographic census.

Recibido: 23/3/2018. Aceptado: 10/6/2018

Introducción

En Colombia, los procesos migratorios se han caracterizado, como en la mayoría de los países latinoamericanos, por haber atravesado diversas etapas vinculadas a los procesos económicos y de transformación productiva: en un inicio predominantemente rurales, posteriormente de transición rural-urbana y después predominantemente urbanos. Factores estructurales de expulsión de orden económico y político se complejizaron desde mediados del siglo xx y llevaron al desplazamiento forzado de miles de campesinos y a migraciones masivas internas e internacionales que no podrían ser clasificadas claramente como voluntarias. Partimos del supuesto de que la combinación y sobreposición de flujos migratorios de diferente naturaleza, dentro y fuera del territorio nacional, definirían un patrón migratorio específico para el caso colombiano que no ha sido suficientemente reconocido.

Nuestro propósito es contribuir a la comprensión del patrón de migración interna como parte de las transformaciones históricas que Colombia experimentó desde la segunda mitad del siglo xx. Sustentamos el análisis en los dos últimos censos demográficos del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) de 1993 y de 2005, y en la aplicación de técnicas directas de estimación de la migración y de metodologías de análisis espacial.

Hemos estructurado el artículo en cuatro secciones. En la primera avanzamos con una sucinta exposición histórica de los factores que han estructurado la expulsión de las poblaciones en Colombia desde mediados del siglo xx hasta la primera década del siglo xxi. Ello nos permitirá fundamentar el problema, el alcance del estudio y la utilidad que pueden tener los resultados. En la segunda sección establecemos los criterios metodológicos, así como las potencialidades y restricciones de las fuentes de información frente a los objetivos propuestos. En la tercera, de resultados, discutimos, primero, la distribución de las migraciones según diferentes escalas espaciales —regiones, departamentos y provincias— y, segundo, establecemos el balance de pérdidas y ganancias poblacionales, resultado de los intercambios migratorios en la escala microrregional. La cuarta sección ofrece una exposición concisa sobre el patrón de migración interna y sus principales cambios en este nuevo siglo.

Contextualización histórica de las migraciones en Colombia y definición del problema

En Colombia la redistribución de la población en el territorio, a través de las migraciones internas, fue favorecida por el acentuado crecimiento de la población rural, que hacia comienzos de la década del cuarenta se aproximaba al 2% anual (Schultz, 1971; Kalmanovitz y López, 2006; Flórez, 2000), por el auge de la industrialización en las nacientes áreas urbanas (López Martínez y Pradilla Cobos, 2008), como también, por conflictos estructurales de orden económico y político, que causarían migraciones y desplazamientos forzados de miles de campesinos, propiciando tanto su concentración en las ciudades así como su repliegue hacia zonas baldías de frontera interna e internacional, las cuales se convertirían posteriormente en regiones de «colonización tardía» (Fajardo, 2009; Palacios y Safford, 2002; Fals Borda, 1982).

Los conflictos estructurales subyacentes a esas migraciones masivas, que en la década del cuarenta detonaron en un fenómeno conocido como La Violencia,⁴ relacionado con la desigualdad de los ingresos y del acceso a la propiedad de la tierra (Fajardo, 2009), con la ambigua definición de los derechos de propiedad en las áreas de rurales (Kalmanovitz y López, 2007), así como con la fragmentación de las redes de poder entre los partidos políticos en las regiones (Pécaut, 2001; Palacios y Safford, 2002), no solo se profundizaron desde ese período, sino que fraguaron la formación de las guerrillas campesinas en la década del sesenta, dando origen a un nuevo fenómeno reconocido como el Conflicto Armado en Colombia (González, Bolívar y Vázquez, 2002).

En el avance hacia este nuevo lustro, el surgimiento de los negocios del narcotráfico, su penetración en la sociedad y en la institucionalidad, así como el surgimiento de nuevos actores armados, como los grupos paramilitares, conducirían al país a una situación de crisis permanente (Pécaut, 2013). Paralelamente, en la transición al siglo XXI, y al igual que otros países de la región que adoptaron los consejos del Consenso de Washington (Pradilla Cobos, 1989; Belloni y Wainer, 2014; Ocampo, 2015), Colombia experimentó profundas transformaciones económicas, sociales y políticas que repercutirían en la vida de los habitantes en todo el territorio nacional.

En una primera instancia, fueron inauguradas las prácticas de desregulación y liberalización de mercados, para las cuales el país no se encontraba preparado, mediante la política de apertura económica de 1991, lo que lo condujo a una de las mayores crisis económicas de su historia (Sarmiento, 2014b; Villa y Esguerra, 2007). En segundo lugar, fue promulgada Constitución Nacional de 1991, que, con el objeto de superar el conflicto, instauró nuevas disposiciones políticas en materia de derechos civiles y democráticos, así como de descentralización política y administrativa para la administración de los recursos de la nación (Gutiérrez, 2010; Echavarría y Villamizar, 2007). Sin embargo, los cambios institucionales provocados por el sistema de descentralización atrajeron la influencia de los grupos armados irregulares en la vida política local intensificando la violencia (Torres, 2010). Y, en tercer lugar, es a principios de la década del noventa cuando el conflicto armado alcanza su mayor agudización, expansión y descontrol, como resultado de las confrontaciones violentas entre los múltiples actores armados.

En este conflicto actuaban y se superponían los grupos de insurgencia armada de carácter político, los grupos armados ilegales —como los paramilitares—, los carteles del narcotráfico y las fuerzas armadas del Estado. Sus disputas involucrarían el control de extensos territorios productivos a fin de dominar los cultivos ilícitos y los canales del narcotráfico, mediante el despojo de tierras de sus poblaciones; el enfrentamiento a su expansión, y el silenciamiento y la eliminación de la protesta social (González, Bolívar y Vázquez, 2002; Pécaut, 2013; Robinson, Acemoglu y Santo, 2009). Las múltiples transgresiones que estas confrontaciones armadas traerían sobre la población civil se revelarían, entre otros, en el

4 Conformar un período histórico en Colombia entre 1946 y 1960, caracterizado por el enfrentamiento entre el Partido Liberal y entre el Partido Conservador y aunque no fue declarado como una guerra civil se caracterizó por ser extremadamente violento. El conflicto causó, al parecer, entre doscientas mil y trescientas mil muertes y la migración forzada de alrededor de dos millones de personas, que para los años cincuenta equivalía a una quinta parte de la población en Colombia.

fenómeno del desplazamiento forzado, el cual, entre 1980 y 2016, habría producido cerca de siete millones de desplazados.⁵

En este complejo escenario surgen, ineludiblemente, varios interrogantes acerca del comportamiento del volumen, la intensidad, la naturaleza y la orientación de los flujos migratorios dentro del espacio nacional y hacia otros destinos internacionales. Frente a la migración interna, si bien es contundente la concentración de la población en las grandes áreas urbanas, impulsadas por claras razones de expulsión desde las áreas rurales, siguen siendo escasos los estudios sobre las migraciones internas a nivel municipal y sobre la configuración de pérdidas y ganancias de población como resultado de los intercambios migratorios en todo el territorio nacional. Este vacío puede obedecer al papel central que sin duda cobró el conflicto armado y su relación con el desplazamiento forzado durante las últimas décadas, así como al mayor interés sobre migración internacional en el contexto global. Según estimaciones del DANE, para el período comprendido entre 1980 y 2005 el volumen de emigrantes internacionales colombianos se habría aproximado a 3.590.611 (DANE, 2008). Estimaciones posteriores del DANE a partir de los registros administrativos de control de fronteras a cargo de Migración Colombia, apuntan a que entre 2004 y 2010 el volumen bordearía los 9,5 millones de emigrantes (Recaño, Sánchez y Rivera, 2013).

Con relación a las migraciones internas, la información oficial disponible correspondiente a los dos últimos censos demográficos (1993 y 2005), nos informa que el volumen de migrantes intermunicipales, según los cambios de residencia durante los últimos cinco años previos a cada censo, habría descendido de 4.161.862, entre 1988 y 1993 —cerca del 13% de la población total— a 2.666.142, entre 2000 y 2005 —cerca del 6,5% del total de la población—, una disminución inesperada del volumen de migrantes «voluntarios» internos, considerando las dinámicas de expulsión, que podría tener dos interpretaciones. Por un lado, evidenciar las restricciones de cobertura del censo de 2005, relativas a las dificultades de acceso a los municipios con presencia de grupos armados. O, por otro lado, advertir la recíproca exacerbación tanto del número de desplazados forzados, dentro y fuera de las fronteras nacionales, como de emigrantes internacionales, en respuesta a la crisis que el país experimentaba en el período, lo que además nos llevaría a suponer que quienes una vez cambiaron su residencia producto del conflicto, disminuirían la probabilidad de ejercer nuevos movimientos migratorios (Ramírez, Barbieri y Rigotti, 2017).

En este contexto, buscamos en primer lugar verificar la distribución de los intercambios entre diferentes unidades de análisis espacial, como son las grandes regiones naturales, los departamentos, y las provincias (microrregiones), y, en segundo lugar, establecer el balance de ganancias y pérdidas de población como resultado de la distribución de los intercambios migratorios en el territorio, entre 1988 y 1993 y 2000 y 2005, períodos en que recrudeció el conflicto armado.

Creemos que este estudio puede aportar a la comprensión de la historia reciente del país y al reconocimiento de los desafíos que representan los factores estructurales de expulsión demográfica, incluso para esta nueva fase del posconflicto. Con los resultados esperamos avanzar en el análisis y la aplicación de los censos demográficos, así como aportar a la comprensión del territorio para la formulación de políticas públicas que propendan por la superación de las desigualdades estructurales de la sociedad colombiana.

5 Red Nacional de Información Sistema Nacional de Atención y Reparación a las Víctimas, en: <https://www.unidadvictimas.gov.co/>.

Marco metodológico

Para alcanzar estos objetivos, utilizamos los microdatos censales referentes a 1993 y 2005 suministrados por el DANE. Estos censos incluyeron preguntas sobre mudanzas de residencia que permiten captar las migraciones «de fecha fija» con relación a los cinco años previos a la fecha censal. Esta información nos brinda la posibilidad de conocer el tamaño y la dirección de los flujos migratorios, así como de calcular las tasas netas de migración para los períodos 1988-1993 y 2000-2005.

En términos metodológicos se integraron dos etapas consecutivas: la aplicación de los conceptos, medidas, procedimientos y técnicas directas de estimación de la migración a partir de los censos de 1993 y de 2005 y la aplicación de softwares de procesamiento espacial, con el fin de reconocer la distribución de los flujos migratorios y avanzar en el análisis geoespacial.

El instrumento fundamental para la aplicación de las medidas de migración y el estudio de sus patrones fueron las matrices de origen y destino. La construcción de las matrices implicó previamente la programación y lectura de los microdatos, a través del *software* SAS, y varias pruebas para organizar y filtrar las informaciones según la variable de migración en estudio al nivel de desagregación requerido. Gracias a la disponibilidad de los microdatos censales se obtuvieron, en total, seis matrices de migración: tres matrices para cada censo en las escalas espaciales de departamento, provincia y municipio.

El concepto que se adopta como migrante se refiere al individuo que residía cinco años atrás en un municipio diferente al municipio censado y sobrevivió al final del período independientemente de su lugar de nacimiento y de si reemigró dentro de ese período. La tasa neta de migración es estimada a partir de la relación entre los eventos migratorios ocurridos en los períodos 1988-1993 y 2000-2005 y la población promedio en esos períodos, respectivamente.

Tasa neta de migración

$$m_{(i-i)} = \left(\frac{M_i - M_i}{P_{i,t+n} - 0,5(M_i - M_i)} \right) * k \quad (1)$$

donde:

$m_{(i-i)}$ = tasa neta de migración

m_i = tasa de inmigración

m_i = tasa de emigración

M_i = todos los inmigrantes al área i

M_i = todos los emigrantes desde i

P_i = población expuesta a la probabilidad de migrar durante el intervalo

k = un valor constante, que puede ser 100 o 1000.

La forma como es calculada, posibilita su comparación. Esta parece ser, al final de cuentas, una alternativa adecuada para definir no solamente una población en riesgo de experimentar la migración, sino para dimensionar cómo puede ser afectada la población de un área específica por el comportamiento de la inmigración, la emigración y el balance de las dos a lo largo del período de análisis.

Porcentaje de migración

Es interpretado como la relación numérica entre las partes y el todo. En este caso, la relación entre el total de migrantes dentro de la población de referencia.

$$PM = \left(\frac{M}{PNR} \right) * 100 \quad (2)$$

Aplicado en la escala nacional, el numerador se refiere a todas las personas clasificadas como migrantes (M): todos los individuos cuyo lugar de nacimiento o de residencia cinco años antes del censo no coincide con el lugar de residencia habitual en el momento del censo. El denominador corresponde a la población de referencia al final del período, que excluye tanto a los migrantes internacionales como a aquellos que no especificaron el lugar de residencia cinco años antes.

Escala de análisis espacial

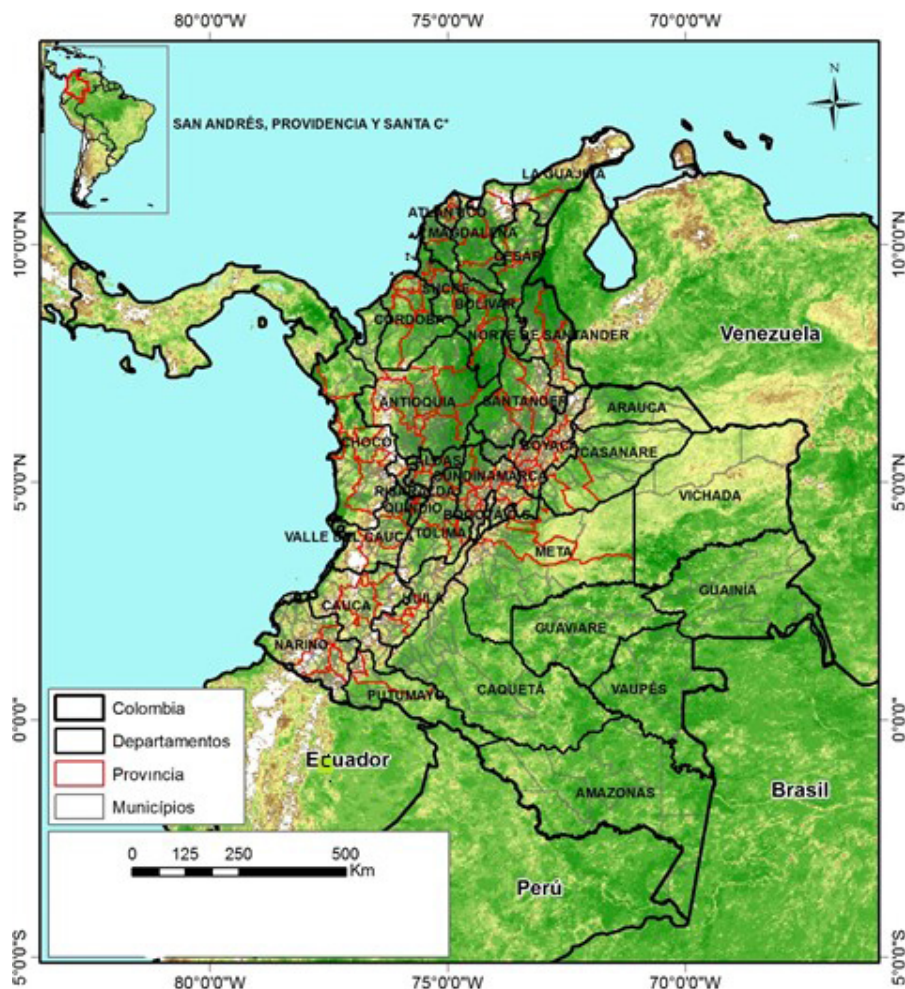
Para alcanzar una mayor comprensión del impacto de las migraciones en el territorio, se tienen en cuenta diferentes unidades de análisis espacial, a saber: las grandes regiones naturales, la unidad departamental, la escala provincial (o microrregiones dentro de cada departamento), la escala municipal y algunas selecciones especiales de municipios, como las áreas metropolitanas. Las divisiones territoriales de Colombia son diferentes a las de otros países. En términos políticos y administrativos, el país está dividido en 32 departamentos y 1119 municipios (mapa 1). Las provincias en Colombia son agrupaciones de municipios vecinos dentro de cada departamento, que, a diferencia de los municipios y de los mismos departamentos, no administran recursos financieros del Estado.

Con el fin de ampliar la comprensión sobre el comportamiento de las migraciones internas, es oportuno considerar la escala de provincias (microrregiones), rara vez utilizadas para análisis sobre migración en Colombia. Las 146 provincias reconocidas formalmente por el DANE se definen por compartir características geográficas, económicas y tradiciones de carácter cultural y político. Algunas de ellas, en la región Amazónica y de la Orinoquia, corresponden a los mismos departamentos, en cuanto no solo comparten las características mencionadas sino que se dividen en poquísimos municipios.

El análisis de los intercambios migratorios bajo la escala de provincia permite superar, entre otras, tres dificultades relevantes. En primer lugar, se superan los problemas relacionados con escasa población: para un municipio con poquísimos habitantes, cualquier movimiento migratorio sobredimensionará el impacto de la migración con relación al conjunto de la población. En segundo lugar, se supera la dificultad de comparación entre censos cuando los municipios son agregados o desagregados en términos espaciales y político-administrativos. En este caso, los municipios que se anexaron con otros, entre 1993 y 2005, formaban parte de las mismas provincias, lo cual no afectó la comparación de las tasas. En tercer lugar, como la mayor parte de los departamentos presenta internamente abruptos contrastes geográficos, culturales y económicos, que pueden determinar áreas diferenciadas de atracción o de expulsión poblacional, estas se diluyen cuando la unidad de análisis es el departamento. En la escala de provincia dichas áreas pueden ser diferenciadas.

Mapa 1

Colombia. División político-administrativa: departamentos, provincias y municipios



Fuente: elaboración propia a partir de información cartográfica de la Dirección de Geoestadística del DANE

Cabe decir que en este trabajo no se desconocen las restricciones que en términos de cobertura pueden presentar los dos últimos censos en Colombia, aun cuando estas se presenten, esencialmente, en las áreas menos pobladas del territorio: en las áreas de las florestas tropicales de la región del Amazonas y en la región del Pacífico. Estas restricciones de cobertura obedecieron a las dificultades de acceso que impone la geografía nacional, así como a los riesgos que suponía para los empadronadores ingresar en municipios con presencia de grupos armados. Es preciso aclarar que para superar estos desafíos, en el censo de 2005 el DANE optó por extender el período de empadronamiento a doce meses y recolectar la información por agrupaciones de municipios con características socioeconómicas semejantes, de modo que el censo de 2005 consistió metodológicamente en «un censo itinerante por conglomerados», en el cual se destinó mayor tiempo de recolección en las áreas de las selvas tropicales y otras

áreas más apartadas de los centros urbanos (DANE, 2005). Esta estrategia supuso algunos riesgos para la medición de la migración.

Cuando la recolección de la información es progresiva, no simultánea, uno de los problemas potenciales podría ser la doble numeración de las personas que, una vez registradas, migraran para municipios a ser empadronados. O, por otro lado, la omisión de aquellos que emigrasen de un municipio aún no empadronado, para otro que ya lo estaba. El primer riesgo fue superado mediante la inclusión de preguntas de control en el formulario censal para identificar si las personas ya habrían sido enumeradas. Con este método fueron contabilizadas 170.000 personas (DANE, 2008). Por su parte, el segundo riesgo potencial no pudo ser controlado. Aquellas personas que habían emigrado de un conglomerado aún no enumerado, para otro donde ya se había realizado la enumeración, no quedaron representadas. En este caso, el subregistro no se ha estimado. El DANE sugiere utilizar un *proxy* de los «ya enumerados» (DANE, 2008: 18).

Adicionalmente, y considerando que la pregunta sobre el lugar de residencia se hizo en diferentes momentos, la referencia de «fecha fija» no aplicaría exactamente para todos los eventos migratorios. ¿Cómo se garantiza el rigor estadístico en este caso? ¿Hasta dónde un modelo matemático puede superar el posible sesgo de los resultados de un censo «itinerante»? Estos forman parte de los desafíos que deben abordarse para la medición y el análisis de las medidas de migración, además de los causados por problemas de cobertura que, en el caso de Colombia, se aproxima, según el DANE, al 3,7% (DANE, 2007).

La búsqueda de la mayor cobertura geográfica, paradójicamente, puede haber generado otro tipo de omisión y haber llevado a un desajuste en términos del momento de referencia, debido, justamente, a la naturaleza dinámica de las poblaciones. No sobra decir que, en el caso colombiano, en los censos anteriores se constató que la jornada de un día, como ideal de recolección, no es suficiente para alcanzar la totalidad de los habitantes en el territorio. El criterio de simultaneidad difícilmente se alcance en los censos demográficos. El período de recolección de la información puede variar ampliamente ante los desafíos que imponen la geografía y otras restricciones de acceso en función de la estructura ecológica y de la extensión de cada país.

Aun con las dificultades mencionadas, es preciso resaltar la oportunidad que proporcionan los censos de Colombia con el hecho de que las preguntas sobre migración hayan sido dirigidas al universo de la población. Esto permite superar no solo los problemas relativos a los diseños de muestreo, sino también conocer los movimientos migratorios hasta la menor escala de análisis espacial, como son los municipios. Por su parte, en la medida en que el cálculo de las tasas permite medir la intensidad de ocurrencia de los eventos demográficos en relación con la población expuesta al riesgo, las tasas de migración posibilitan conocer la estructura espacial del comportamiento migratorio al interior del país.

Discusión de resultados

Distribución de los migrantes entre regiones, departamentos y provincias

Una primera lectura sobre la distribución espacial de los inmigrantes es posible si se toman como referencia las regiones naturales de Colombia: región Andina, región Caribe, región de

la Selva del Pacífico, región de los Llanos Orientales y región Amazónica.⁶ La región Andina, la más urbanizada y más densamente poblada del país, que integra, 768 municipios, aglutinó 73% de los inmigrantes entre 1988 y 1993, y 77%, entre 2000 y 2005. Si bien concentró un mayor número de inmigrantes en el segundo período, su tasa neta media anual de migración descendió de 0,35% a de 0,24%, respectivamente. La región Caribe, con 192 municipios, disminuyó la participación porcentual como destino migratorio entre los dos períodos, de 18,3% a 13%, así como la tasa neta media anual de migración de 0,34% a -0,07%. La región del Pacífico, con 47 municipios, en el período 1988-1993 recibió 79.000 inmigrantes y expulsó a 90.000, lo que equivalió a una tasa líquida media anual de -0,2%. Entre 2000 y 2005, no obstante, el balance fue positivo: habría recibido 63.000 inmigrantes y habría expulsado a 46.000, para una tasa neta de 0,3%.

El suroriente del territorio colombiano, la extensa región del Orinoco, también conocida como de los Llanos Orientales, participó con cerca de 158.000 inmigrantes entre 1988 y 1993, y con 131.000 entre 2000 y 2005. Esta región no solamente mantuvo una tasa neta de migración positiva, sino que aumentó entre los dos períodos de 0,3% a 0,6%. Cabe decir que en esta región se localizan los principales campos de explotación de petróleo, descubiertos e inaugurados a finales de la década del ochenta, los cuales aglutinaron, directa e indirectamente, niveles importantes de mano de obra (Flórez, 1999). Finalmente, también el suroriente del país, en la región Amazónica, la más extensa y la menos poblada, con apenas 6% de la población y con 118 municipios, parece haber aumentado sus tasas líquidas de migración de 0,01% a 0,05%, entre los dos períodos.

En este primer balance regional se detecta que en la transición al nuevo siglo disminuyó la intensidad de atracción migratoria hacia los municipios de las regiones Andina y del Caribe. Para los municipios de esta última, sus tasas incluso se tornaron negativas. La particularidad de este comportamiento es que estas dos regiones fueron, precisamente, donde se afianzó el proceso de poblamiento colombiano desde los tiempos de la colonización y donde se consolidaron las principales capitales del país. Por su parte, las restantes regiones, históricamente relegadas de los avances del desarrollo dirigidos por el Estado central, muestran una leve recuperación en el balance de entradas y salidas de migrantes entre los dos últimos censos. Esta tendencia parece congruente con los impactos que el crecimiento de la economía extractiva, la agricultura extensiva y el negocio del narcotráfico pudieron generar en estas áreas históricamente de baja densidad.

Gracias a la disponibilidad de microdatos censales es posible verificar que el volumen de intercambios residenciales entre municipios o entre provincias es expresivo, a pesar de que quedan ocultos cuando se privilegia en análisis en la escala departamental. La tabla 1 permite apreciar el tamaño de la migración según la escala espacial.

6 Se hace la salvedad de que las restricciones de cobertura que presentan los censos demográficos pueden haber afectado la medición del volumen de la migración, particularmente, en los municipios más apartados de los centros urbanos. Los municipios que superaron 30% de cobertura censal fueron excluidos del análisis del balance de pérdidas y ganancias, mas no del análisis sobre el tipo y la intensidad de los intercambios migratorios, a saber: municipios de los departamentos de la región Amazónica: Amazonas, Guaviare, Guainía, Vaupés y Vichada.

Tabla 1

Colombia. Tamaño de la migración de fecha fija según diferentes escalas de análisis espacial, 1988-1993 y 2000-2005

Censo	1993		2005	
Población Censada*	32.132.721		41,174,853	
Área	Migrantes de fecha fija	% de Población migrante	Migrantes de fecha fija	% de Población migrante
Departamento	2.394.044	7,45	1.454.956	3,53
Provincia	3.398.613	10,58	2.186.700	5,31
Municipio	4.161.864	12,95	2.666.142	6,48

Fuente: elaboración propia a partir de datos básicos censos demográficos del DANE de 1993 y de 2005 (sin ajuste)

En tanto, si en 1993 el 22,5% de la población residía en un departamento diferente del departamento donde había nacido, la proporción aumenta para 32,4%, cuando la unidad de referencia es la provincia, y a 40%, cuando la unidad es el municipio. La relación es similar para el número de migrantes según lugar de residencia cinco años antes al censo: en 1993 se identificaron alrededor de 2,4 millones de personas (7,45% del total de la población) que residían en un departamento diferente de aquel donde residían cinco años antes. Si la unidad de análisis es el municipio, el total de migrantes aumenta a 4,1 millones (cerca de 13%), de manera que por cada cien migrantes interdepartamentales se registraron 180 intermunicipales.

Debe ser resaltada la predominancia de la participación porcentual de los intercambios entre provincias diferentes, que se mantuvo alta durante los dos períodos, con cerca del 82%. Apenas 18% de los migrantes mudaron entre municipios pertenecientes a una misma provincia. La participación porcentual de los migrantes interdepartamentales aumentó ligeramente entre los dos períodos de referencia, de 57,5% a 59%, mas la de los migrantes intradepartamentales disminuyó de 43% a 41%. Este comportamiento corrobora la fuerte inercia de las tendencias migratorias, establecidas desde la segunda mitad del siglo xx, desde municipios predominantemente rurales hacia ciudades intermedias de la misma provincia o departamento o para las principales ciudades del país, entre ellas, los núcleos o sus municipios circundantes de las áreas metropolitanas. A continuación se presenta una nueva aproximación sobre los intercambios con estas áreas.

Intercambios migratorios con las provincias metropolitanas

Las ocho provincias metropolitanas integran apenas 52 municipios, entre los cuales se incluyen las tres principales ciudades capitales: Bogotá, con siete millones de habitantes, y Cali y Medellín, con alrededor 2,2 millones, cada una, en 2005. En su conjunto, las áreas metropolitanas tuvieron un aumento de 13,3 millones de habitantes en 1993 para 18,5 millones en 2005, lo cual significó un aumento en la concentración de la población del país, de 37,2% a 43,2%, a una tasa de crecimiento intercensal de 1,68% anual. Las tasas líquidas de migración participaron en estos incrementos.

Entre 1988 y 1993, las áreas metropolitanas experimentaban una tasa líquida de migración media anual de 1,3%, que se mantuvo positiva, aunque en descenso, en 0,4%, entre 2000 y 2005. Estas recibieron 1.912.505 inmigrantes entre 1988 y 1993 y 1.247.488 entre 2000 y 2005, lo cual corresponde a 45,6% y 47,8% del total de inmigrantes, respectivamente. Las áreas

metropolitanas conservaron el comando de atracción poblacional, aunque en su interior las diferencias entre núcleos y municipios fueron importantes.

Las ciudades capitales disminuyeron su participación como destino migratorio entre los dos períodos. En el primer período recibieron 1.303.344 migrantes, que corresponden al 31,3% del total de migrantes, y, en el segundo, recibieron 748.265, el 28%. Del balance de entradas y salidas, este comportamiento se refleja también en las tasas netas medias anuales, que caerían de 1,3% a 0,4% entre los dos períodos. Las personas que migraron para las ocho ciudades capitales metropolitanas eran procedentes, en más del 70%, de todos los municipios dispersos del territorio nacional, diferentes de sus municipios circundantes o de otras ciudades capitales. En todos los casos se identificaron áreas que aportaron porcentualmente más migrantes, generalmente las provincias próximas geográficamente o que formaban parte del mismo departamento.

El aporte de los municipios periféricos metropolitanos hacia las ciudades osciló en apenas 8% para el período 1988-1993 y en 8,8% entre 2000 y 2005. En contraste, fue superior la contribución de las ciudades capitales para las otras capitales que, en el primer período, alcanzaba 16,5% y que ascendió a casi 19% entre 2000 y 2005. De la capital, Bogotá, salió 5% de los migrantes que fueron recibidos en las restantes ciudades metropolitanas en el primer período, mas su aporte disminuyó a apenas 4,2% en el segundo período. Cali y Barranquilla, por ejemplo, fueron las únicas que aumentaron su participación porcentual en el aporte de migrantes intercapitales. Barranquilla contribuía, inicialmente, con 1,6% y pasó a aportar 2,3%, y Cali, que aportaba 2,1%, pasó a aportar 3%.

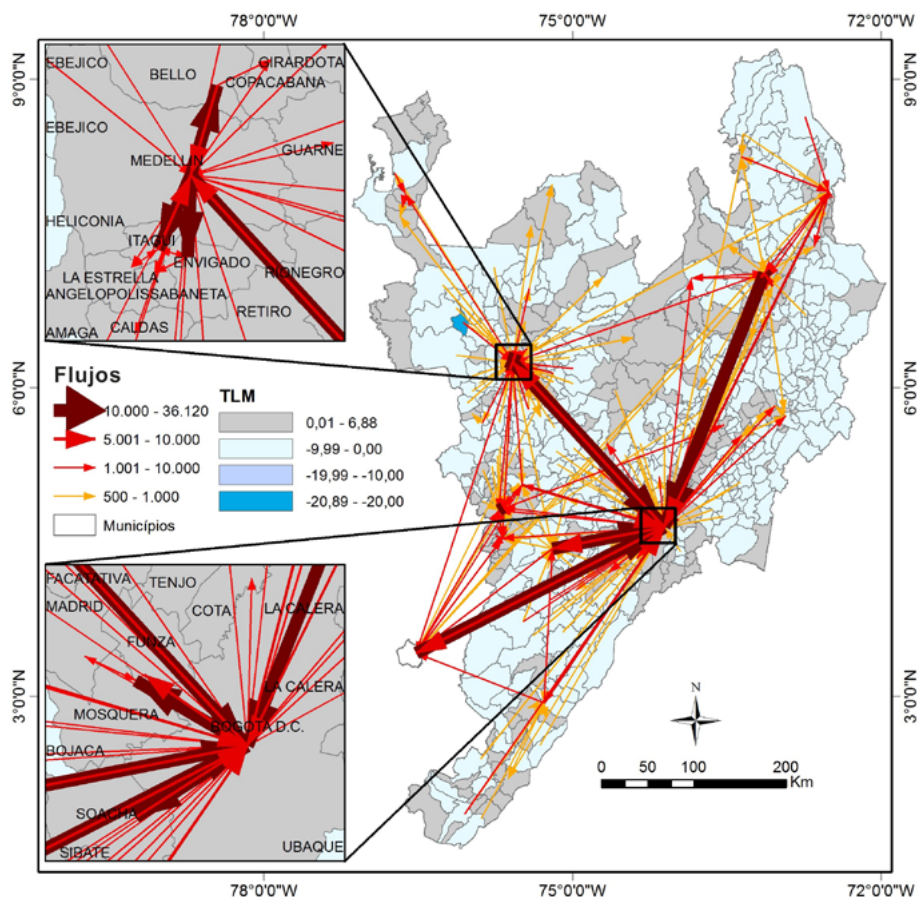
Cuando el foco son los municipios periféricos en las áreas metropolitanas, el comportamiento de los intercambios es diferente. Estos recibieron entre 1988 y 1993 cerca de seiscientos mil migrantes, y entre 2000 y 2005, cerca de 525.000. Aunque el volumen haya disminuido, su participación porcentual aumentó entre los dos períodos de referencia, de 14,6% a 19,7%, lo cual contrasta con el comportamiento de las ciudades capitales como destino migratorio. Esto a su vez representa una tasa neta media anual de migración de 2,6% en el primer período y de 1,5% entre 2000 y 2005.

Entre 1988 y 1993, los migrantes que escogieron como destino migratorio las áreas periféricas de los aglomerados metropolitanos procedían en 45% de municipios diferentes de aquellos periféricos y de las ciudades capitales, principalmente de provincias próximas geográficamente y pertenecientes al mismo departamento; apenas 9% procedía de sus municipios «pares» localizados en la misma área metropolitana. No obstante, los mayores contribuyentes fueron los núcleos metropolitanos, los cuales aportaron 45,2% y 50,5% de migrantes en 1993 y en 2005, respectivamente. En las tres principales ciudades capitales metropolitanas —Bogotá, Medellín y Cali—, por ejemplo, el patrón fue similar: ellas expulsaron parte de su población para sus propias periferias de forma creciente entre los dos períodos.

El mapa focalizado en las tres principales áreas metropolitanas combina tres variables de este patrón migratorio: el volumen de migrantes, su dirección y las tasas netas de migración de algunos municipios y su respectiva área de influencia geográfica. El mapa permite apreciar, en primera instancia, que el volumen de los flujos de migración direccionados para Bogotá fue mayor, en comparación con los flujos que se dirigen hacia Medellín y Cali, arriba de los diez mil migrantes. Las tasas de migración para las tres ciudades y para los municipios contiguos geográficamente fueron positivas, y negativas para los municipios que se

encuentran más distantes y de donde se originan algunos flujos de menor volumen. En los recuadros ampliados para Bogotá y Medellín del mapa 2, a su vez, se registran flujos que, originados en las ciudades capitales se dirigen para los municipios periféricos, en sus respectivas áreas metropolitanas y para las cuales las tasas líquidas de migración son positivas. En el mapa 2, el único municipio que habría presentado tasas líquidas de migración negativa, de aproximadamente -20,9%, corresponde al municipio de Abriaquí, en el occidente de Antioquia. Esta tasa puede reflejar el impacto del conflicto armado que en ese período experimentaba la región.

Mapa 2
Colombia. Áreas metropolitanas de la región Andina. Tasas líquidas de migración y flujos de migración interna de fecha fija, según tamaño y dirección, escala municipal. Censo de 2005



Fuente: elaboración propia a partir de información cartográfica de la Dirección de Geoestadística del DANE 2005 y Censo Demográfico de 2005

Con todo, las tendencias y el tamaño de las migraciones revelan que las áreas metropolitanas continuaron ejerciendo un mayor poder de atracción para los migrantes. Esta concentración la comparten tanto las ciudades como las periferias. A estas últimas no solo llegan

migrantes provenientes de todos los cantos del país, sino que buena parte procede de sus respectivas capitales.

Balance de ganancias y pérdidas de población como resultado de los intercambios migratorios

De la aplicación de las técnicas directas de migración un primer resultado nos revela que las tasas de inmigración fueron expresivas en las áreas metropolitanas, en las áreas de frontera internacional y en las provincias de los Llanos Orientales, hacia los límites con Venezuela, al suroriente del país.⁷

Durante el período 1988-1993, la mayor parte de las provincias localizadas en las áreas de baja densidad demográfica, como la región de los Llanos Orientales, así como en los cuatro extremos limítrofes internacionales, en la frontera con Panamá, con Venezuela (noroeste y sureste) y con Ecuador, fueron receptores de importantes flujos de migrantes, con tasas anuales que incluso superaron 40%. Este comportamiento parece reflejar la dinámica de atracción poblacional que pudiera jalonar, por un lado, la economía de explotación del petróleo, en los departamentos de Casanare y Arauca (Flórez, 1999), así como, por el otro, el comercio intensivo que suelen propiciar ciertas áreas de frontera con frágil presencia del Estado, las cuales, por supuesto, se pueden convertir en zonas de tráfico de productos, tanto lícitos como ilícitos, y que propician la atracción de capitales y de poblaciones.

En el caso de las áreas metropolitanas, sobresalen los municipios circundantes a la ciudad de Bogotá, para los cuales las tasas de inmigración fueron superiores a 20%. Estos municipios, sin embargo, presentan dinámicas económicas muy diferenciadas, que, por lo tanto, atraen poblaciones a sectores productivos diversos. En los municipios circundantes al sur y al occidente de Bogotá se consolidaron, respectivamente, polos de desarrollo industrial y centros de producción y exportación de flores, lo que explica la fuerte atracción poblacional de cualificación media y baja, para la industria y la floricultura. Por su parte, en los municipios localizados en la parte norte de la capital, predominan áreas de crecimiento residencial que atraen familias de diversos sectores económicos.

Para el período 2000-2005, aunque la magnitud de las tasas de inmigración disminuyó considerablemente en todas las provincias del país, persisten las tendencias positivas y sobresalientes, registradas en el período anterior. Desde la perspectiva de análisis de la salida de migrantes, se observa que algunas de las provincias que presentaron las mayores tasas de inmigración, recíprocamente, experimentaron altas tasas de expulsión. La intensidad y el volumen fueron menores en el período 2000-2005. Las mayores tasas de expulsión se presentaron en las provincias de los Llanos Orientales, algunas provincias de la región del Amazonas, así como en oriente del departamento de Antioquia. Debe ser resaltado que, en estas provincias, la presencia de grupos de insurgencia armada era común en el período de referencia, lo que además se expresaba en el volumen de desplazamientos forzados.

Del balance de entradas y salidas de migrantes, tanto las provincias productoras de petróleo, en los departamentos de Casanare y Arauca, así como las circundantes en la región Cafetera, sobre la Cordillera Central, se convirtieron en áreas ganadoras de inmigrantes

7 Debe advertirse al lector que por las restricciones de cobertura censal fueron excluidas del análisis las provincias del departamento de la Guajira, en el extremo norte del país; y las provincias de Vaupés, Guainía y del Amazonas sobre la región Amazónica.

para el período 1988-1993. Con menor intensidad, provincias del norte del país, en la región Caribe también ganaron población.

Otras áreas metropolitanas, diferentes de las ubicadas sobre los Andes centrales, como Bogotá o la región del Eje Cafetero también figuran como ganadoras de población en el quinquenio 1988-1993, entre ellas, Barranquilla y Santa Marta, en el litoral del Caribe, y Cúcuta, en la frontera con Venezuela. Por otro lado, llaman fuertemente la atención las expresivas tasas líquidas en municipios del litoral Pacífico en la frontera con Panamá, así como las ganancias poblacionales netas en la región conocida como Magdalena Medio. Estas han sido regiones de enorme complejidad, en la medida en que se superponen diversos sectores productivos, como el de la explotación de petróleo, la producción de la ganadería extensiva, la minería de oro y también la producción y tráfico de psicotrópicos, lo cual no solo atraería mano de obra, sino grupos armados por el control de los territorios.

En contraposición, las mayores pérdidas por emigración, fueron experimentadas por las provincias de tradición expulsora sobre la región Andina, la mayor parte de provincias de la región Pacífica, excepto aquella próxima a los límites con Panamá y la mayor parte de provincias de la región de los Llanos Orientales y de la región Amazónica (mapa 3).

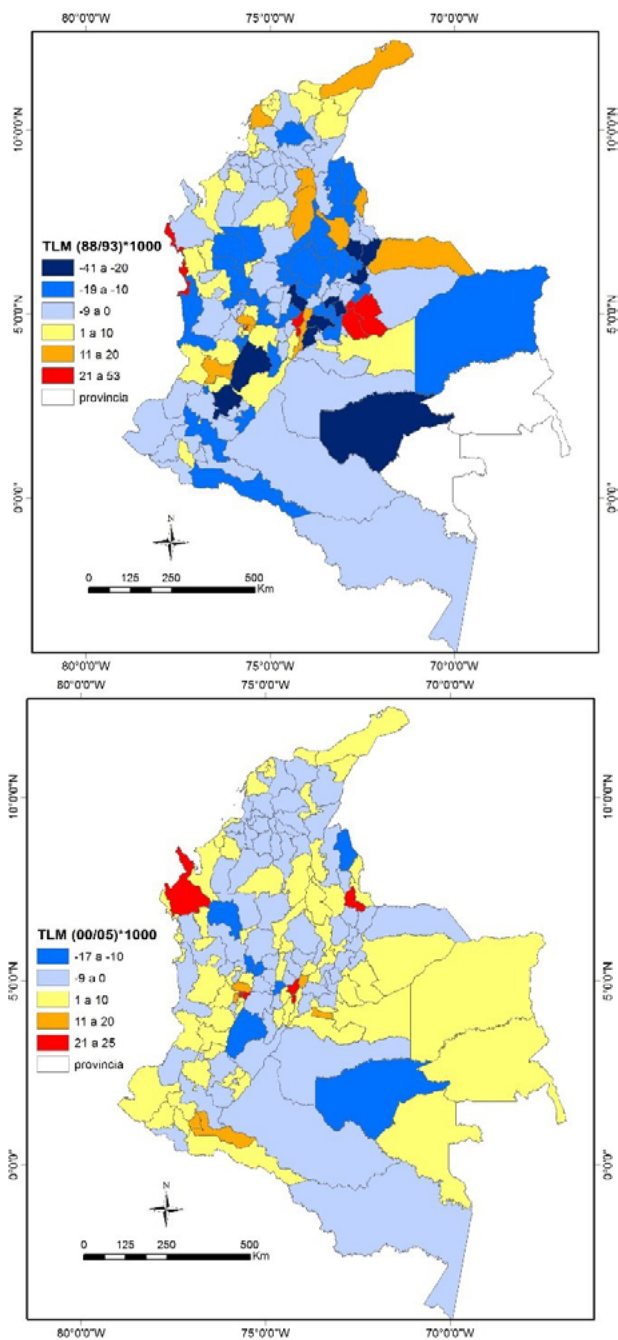
El comportamiento de las tasas líquidas de migración para el período 2000-2005 presenta importantes contrastes con el período anterior: provincias que experimentaron tasas netas de migración negativa se tornarían regiones de atracción una década después, en particular, las áreas de las fronteras internacionales con Panamá, Ecuador y Venezuela.

En el caso de la región del Darién en la frontera con Panamá, que perdía población por emigración, con tasas que oscilaban entre -1 y -10‰ habitantes anualmente, registraba, entre 2000 y 2005, tasas líquidas positivas superiores a 20‰ habitantes. Esta región ha sido conocida por ser área de litigios entre los diferentes grupos armados. Su localización en el cruce de fronteras con Centroamérica, su cercanía a los dos océanos, así como la riqueza natural en la floresta del Pacífico y la productividad de sus tierras, la convierten en territorio estratégico para la producción y tráfico de drogas.

Entre las provincias que mantuvieron tasas líquidas positivas entre los dos períodos se incluyen: las áreas metropolitanas, las provincias de tradición extractiva y de explotación de petróleo, sobre los departamentos de Casanare, Arauca y sobre la región del Magdalena Medio; así como la región de tradición productora de café, sobre los Andes centrales. Finalmente, la tendencia a la expulsión se conservaría en la mayor parte de las provincias de tradición agrícola minifundista sobre las cordilleras andinas, algunas localizadas en las planicies bajas de la región Caribe, así como en aquellas que forman parte de las selvas tropicales de la amazonia.

Mapa 3

Tasas líquidas de migración según lugar de residencia cinco años antes, en la escala de provincia. Censos 1993-2005



Fuente: elaboración propia a partir de información cartográfica de la Dirección de Geoestadística del DANE 2005 y censos demográficos de 1993 y 2005

Conclusiones

La fragmentación geográfica y espacial, que determinó el sistema de poblamiento, se impone como marco espacial estructurante del patrón migratorio colombiano en tanto buena parte de los flujos migratorios siguen absorbidos sobre la región Andina. En el patrón migratorio predominan los intercambios migratorios intrarregionales entre las ciudades capitales y los municipios de su área de influencia. No obstante, uno de los principales cambios del patrón migratorio que el país experimentó durante el siglo xx, más exactamente a partir de la década del setenta, y que se mantiene en el siglo xxi, es el dominio que pasaron a ejercer los municipios periféricos de las ciudades capitales dentro de las áreas metropolitanas como nuevos centros de atracción migratoria, lo que contrasta con el declive de las ciudades capitales como polos de concentración demográfica.

Aunque se reconozca el papel aglutinador de inmigrantes en las áreas metropolitanas, no puede categorizarse al país como eminentemente urbano. Persistía en 2005 una resistencia importante de población en las áreas rurales, próxima a los once millones de personas, distribuida en más de mil municipios, la cual continuaba participando en los flujos de migración, dirigidos a las áreas urbanas consolidadas hacia áreas de predominancia rural y hacia las áreas de frontera interna e internacional.

El análisis del balance de los intercambios migratorios nos revela que, en el caso de Colombia, surgen nuevos centros de acumulación de capital que articulan población inmigrante. Estos no se circunscriben a las ciudades históricamente consolidadas como parte del proceso de industrialización y sus respectivas áreas de influencia, sobre las cordilleras de los Andes y en los principales puertos costeros del Caribe y del Pacífico.

El aporte de las migraciones en las periferias urbanas y en las áreas de frontera interna e internacional y, recíprocamente, el vaciamiento poblacional desde los centros urbanos y desde las áreas rurales de tradición expulsora, muestra también que, en esta nueva etapa histórica, el comportamiento de las migraciones reprodujo necesidades emergentes de concentración del capital, a donde confluyen los migrantes, no necesariamente ligadas al crecimiento industrial, mas a diversas formas de agronegocio.

La principal evidencia de este proceso que articula nuevos flujos migratorios en función de nuevos nichos de acumulación de capital corresponde al principal cambio en las tendencias migratorias entre los dos períodos analizados: las provincias de las áreas de las fronteras internacionales con Panamá, Ecuador y Venezuela, que experimentaron tasas netas de migración negativa entre 1988 y 1993 se tornarían regiones de atracción una década después.

Frente a las tendencias migratorias esperadas, al menos para las décadas que restan de la primera mitad del siglo xxi, diferentes situaciones nos permiten conjeturar que el nivel del desplazamiento forzado disminuirá gracias a los acuerdos de paz, mas algunas tendencias se mantendrán. No se puede desconocer la persistencia de factores estructurales de la expulsión en las áreas rurales persisten. Los acuerdos del posconflicto no suponen una transformación del modelo económico agroexportador y de explotación primaria ni cambios sustantivos sobre la desigualdad en la concentración de la tierra que favorezcan y afiancen la articulación productiva de la población en las áreas de predominancia rural. De manera recíproca, los mecanismos subyacentes a la atracción de migrantes, ligados a diversos sectores económicos —legales o ilegales, formales o informales— en las áreas urbanas consolidadas y en las áreas de frontera, plausiblemente favorecerán volumen de inmigración.

Los resultados de este ejercicio académico abren nuevos cuestionamientos sobre la relación entre los factores de expulsión y de atracción y sus impactos diferenciales para la migración. Esto supone no solo profundizar en el estudio de las regiones y sus dinámicas locales, sino también examinar lo que nos ofrecen los censos acerca las motivaciones de los migrantes y sus características sociodemográficas. Será necesario integrar en los análisis la dimensión de la selectividad, para reconocer, las regularidades en los intercambios en la composición de los flujos migratorios según los intercambios poblacionales.

Creemos finalmente que los resultados de este trabajo serán útiles para avanzar en la discusión sobre los vacíos poblacionales, propios a los problemas de recolección de datos, y de aquellos propios de los factores de expulsión que actúan en el territorio.

Referencias bibliográficas

- BELLONI, P. y WAINER, A. (2014), «El rol del capital extranjero y su inserción en la América del Sur pos-neoliberal», en *Revista Problemas del Desarrollo*, vol. 45 (177), pp. 87-112, doi: 10.1016/S0301-7036(14)70864-8.
- DEPARTAMENTO ADMINISTRATIVO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (DANE) (2005), *Manual Técnico Censo General 2005*, Bogotá: DANE, en <<https://www.dane.gov.co/files/censos/ManualTecnico.pdf>>, acceso: 18/7/2018.
- (2007), *Conciliación censal 1985-2005. Calidad de los datos Censo 2005*. Bogotá: DANE.
- (2008), *Estimación de la migración 1973-2005*. Estudios censales, 6. Bogotá: DANE, en <https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/poblacion/migraciones/doc_est_mig_1973_2005.pdf>, acceso: 18/7/2018.
- ECHAVARRÍA, J. J. y VILLAMIZAR, M. (2007), «El proceso colombiano de descentralización», en *Economía colombiana del siglo xx. Un análisis cuantitativo*, Bogotá: Banco de la República-Fondo de Cultura Económica.
- FAJARDO, D. (2009), *Territorios de la agricultura colombiana*, Bogotá: CIDS-Universidad Externado de Colombia.
- FALS BORDA, O. (1982), *Historia de la cuestión agraria en Colombia*, Bogotá: Carlos Valencia Editores.
- FLÓREZ, C. (1999), «Migraciones en torno al petróleo en Casanare», en CUBIDES, F. y DOMÍNGUEZ, C. (eds.), *Desplazados, migraciones internas y reestructuraciones territoriales*, Bogotá: Universidad Nacional de Colombia.
- (2000), *Las transformaciones sociodemográficas en Colombia durante el siglo xx*, Bogotá: Tercer Mundo Editores, 1.^a ed.
- GONZÁLEZ, F.; BOLÍVAR, I. y VÁZQUEZ, T. (2002), *Violencia política en Colombia. De la nación fragmentada a la construcción del Estado*, Bogotá: Centro de Investigación y Educación Popular.
- GUTIÉRREZ, F. (2010), «Instituciones y territorio. La descentralización en Colombia», en KONRAD ADENAUER STIFTUNG, *25 años de la descentralización en Colombia*, Bogotá: Konrad Adenauer Stiftung.
- KALMANOVITZ, S. y LÓPEZ, E. (2006), *La agricultura colombiana en el siglo xx*, Bogotá: Fondo de Cultura Económica, 1.^a ed.
- (2007), «Aspectos de la agricultura colombiana en el siglo xx», en *Economía colombiana en el siglo xx. Un análisis cuantitativo*, Bogotá: Banco de la República-Fondo de Cultura Económica.
- LÓPEZ MARTÍNEZ, L. y PRADILLA COBOS, E. (2008), «Desindustrialización, terciarización y estructura metropolitana: un debate conceptual necesario», en *Cuadernos del CENDES*, vol. 25, n.º 69, pp. 21-69.

- OCAMPO, J. (2015), «Los retos del desarrollo latinoamericano a la luz de la historia», *Cuadernos de Economía*, vol. 34, n.º extra 66, pp. 479-506, en <<https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=5095992>>, acceso: 18/7/2018.
- PALACIOS, M. y SAFFORD, F. (2002), *Colombia país fragmentado, sociedad dividida. Su historia*, Bogotá: Norma, 1.ª ed., traducción de P. Marco y G. Ángela.
- PARDO RUEDA, R. (2004), *La historia de las guerras*, Bogotá: Ediciones Barcelona.
- PÉCAUT, D. (2001), *Orden y violencia. Evolución sociopolítica de Colombia 1930 y 1953*, Bogotá: Norma.
- (2013), *La experiencia de la violencia: Los desafíos del relato y la memoria*, Medellín: La Carreta Editores, 1.ª ed.
- PRADILLA COBOS, E. (1989), «Acumulación de capital y estructura territorial en América Latina», en LUNGO, M. (comp.), *Lo urbano: Teoría y métodos*, San José de Costa Rica: Universitaria Centroamericana.
- RAMÍREZ, S.; BARBIERI, A. y RANGEL RIGOTTI, J. (2017), «Padrão de mobilidade do caso colombiano do final do século xx e começos do século xxi: Uma aproximação a partir dos censos de 1993 e 2005 e do sistema de registro sobre deslocamento forçado», en *Revista Geografias*, edición especial, pp. 74-85, en <<http://igc.ufmg.br/portaldeperiodicos/index.php/geografias/article/viewFile/977/756>>, acceso: 18/7/2018.
- RECAÑO, J.; SÁNCHEZ, C. y RIVERA, V. (2013), «Una metodología para la estimación de la emigración internacional a partir del registro administrativo de control de fronteras de Migración Colombia», en *Notas de Población*, n.º 97, pp. 155-2014, en <<https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=4854645>>, acceso: 18/7/2018.
- ROBINSON, J.; ACEMOGLU, D. y SANTO, R. (2009), «The Monopoly of Violence: Evidence from Colombia», en *Journal of the European Economic Association*, vol. 11 (S11), pp. 5-44, doi: 10.1111/j.1542-4774.2012.01099.x
- RODRIGUEZ VIGNOLI, J. y BUSSO, G. (2009), *Migración interna y desarrollo en América Latina. Un estudio comparativo con perspectiva regional basado en siete países*, Santiago de Chile: ONU-CEPAL, en <<https://www.cepal.org/es/publicaciones/2541-migracion-interna-desarrollo-america-latina-1980-2005-un-estudio-comparativo>>, acceso: 18/7/2018.
- SARMIENTO, E. (2014a), «¿Qué se esperaba de los TLC?», en *El Espectador*, 15 de marzo, en <<https://www.elespectador.com/opinion/que-se-esperaba-de-los-tlc-columna-480933>>, acceso: 18/7/2018.
- (2014b), «Decepciones del libre comercio», en *El Espectador*, 16 de febrero, en <<https://www.elespectador.com/opinion/columna-43>>, acceso: 28/7/2018.
- SCHULTZ, P. (1971), «Rural-Urban Migration in Colombia», en *The Review of Economics and Statistics*, vol. 53, n.º 2, pp. 157-163, en <https://www.jstor.org/stable/1925711?seq=1#page_scan_tab_contents>, acceso: 18/7/2018.
- TORRES, M. C. (2010), «¿Reformar para pacificar?», en LAUNAY-GAMA, C. y GONZÁLEZ GONZÁLEZ, F. E. (eds.), *Gobernanza y conflicto en Colombia. Interacciones entre gobernantes y gobernados en un conflicto violento*, Bogotá: Pontificia Universidad Javeriana.
- VILLA, L. y ESGUERRA, P. (2007), «El comercio exterior colombiano en el siglo xx», en ROBINSON, J. y URRUTIA, M. (eds.), *Economía colombiana en el siglo xx. Un análisis cuantitativo*, Bogotá: Banco de la República-Fondo de Cultura Económica.
- VILLARRAGA, Á. (2015), *Los procesos de paz en Colombia*, Bogotá: Fundación Cultura Democrática.

Prevalencia de discapacidades en actividades básicas de la vida diaria y condición socioeconómica de las personas mayores: análisis comparado entre Argentina y México

Disability Prevalence and Socio-economic Conditions Among the Elderly: Comparative Analysis Between Argentina and Mexico

Malena Monteverde¹

*Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas-Universidad
Nacional de Córdoba, Argentina*

Laura Acosta²

*Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas-Universidad
Nacional de Córdoba, Argentina*

María Guadalupe Ruelas González³

Sistema Nacional de Investigadores, Instituto Nacional de Salud Pública, México

José Luis Alcantara Zamora⁴

Instituto Nacional de Salud Pública, México

Resumen

El objetivo principal de este trabajo es comparar la prevalencia de discapacidades en actividades básicas de la vida diaria (ABVD) entre las

Abstract

The main objective of this study is to compare the prevalence of disabilities, measured using Basic Activities of Daily Living (ADL), of people

- 1 Es doctora en Economía y cursa un posdoctorado en Demografía. Es investigadora adjunta del Centro de Investigaciones y Estudios sobre Cultura y Sociedad (CIECS), Unidad Ejecutora del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (Conicet) en la Universidad Nacional de Córdoba (UNC). Su línea de investigación es el envejecimiento poblacional y la dependencia. <montemale@yahoo.com>
- 2 Es doctora en Demografía e investigadora asistente del CIECS, Conicet-UNC. Sus líneas de investigación son el envejecimiento poblacional y los factores de riesgo para enfermedades crónicas no transmisibles.
- 3 Es doctora en Ciencias de la Salud Pública con área de concentración en sistemas de salud. Se desempeña como investigadora en Ciencias Médicas «C» y es miembro del Sistema Nacional de Investigadores (SNI) y del Centro de Investigación en Evaluación y Encuestas (CIEE) del Instituto Nacional de Salud Pública (INSP) de México. Su investigación se centra en los grupos vulnerables. <guadalupe.ruelas@insp.mx>
- 4 Es licenciado en Relaciones Económicas Internacionales por la Universidad Autónoma del Estado de México y maestro en Ciencias de la Salud con área de concentración en Economía de la Salud por el INSP. Se desempeña como investigador del CIEE del INSP. Sus líneas de investigación se centran en la estadística aplicada, la farmacovigilancia y la farmacoeconomía. <jose.alcantara@espm.insp.mx>

personas de sesenta años y más de Argentina y México y evaluar en qué medida los diferenciales de prevalencias se asocian con la composición socioeconómica de las poblaciones. Las fuentes de microdatos utilizadas son: la Encuesta Nacional sobre Calidad de Vida de Adultos Mayores (Encaviam) realizada en Argentina en 2012 (Indec, 2014), la Encuesta Nacional sobre Salud y Envejecimiento en México (Enasem) de 2015 y los microdatos del estudio Salud, Bienestar y Envejecimiento en América Latina y el Caribe (SABE) del año 2000. Los resultados sugieren que gran parte de las diferencias en las prevalencias de discapacidad entre los dos países obedecería a las diferencias de composición por condición económica, reforzando los resultados que se observan en el *Informe mundial sobre el envejecimiento y la salud* de la Organización Mundial de la Salud (2015).

Palabras clave: Discapacidad. Personas mayores. Argentina. México

aged 60 and over in Argentina and Mexico and to assess the extent to which prevalence differentials are associated with socio-economic composition of the populations. The sources of microdata used are: The National Survey on Quality of Life of Older Adults (Encaviam) conducted in Argentina in 2012 (Indec, 2014), the Mexican Health and Aging Study (Enasem-MHAS) of 2015 and microdata from the Survey on Health, Well-being and Aging study in Latin America and the Caribbean, SABE (2000). The results suggest that a large share of the differences in the prevalence of disability between the two countries is likely to be due to the differences in composition by economic condition, supporting the results observed in the *World Report on Aging and Health* of the World Health Organization (2015).

Keywords: Disability. Elderly. Argentina. Mexico

Recibido: 9/3/2018. Aceptado: 15/6/2018

Introducción

Si bien el proceso de envejecimiento poblacional es un fenómeno global, sus particularidades en las distintas regiones del mundo, y entre diferentes grupos de población al interior de las regiones y países, estarían produciendo efectos diversos en términos de los perfiles sociodemográficos y epidemiológicos de las personas que llegan a edades cada vez más avanzadas.

La Organización Mundial de la Salud (OMS) centra la búsqueda del *envejecimiento saludable* «en el proceso de fomentar y mantener la capacidad funcional que permite el bienestar en la vejez» y entiende a la *capacidad funcional* como «los atributos relacionados con la salud que permiten a una persona ser y hacer lo que es importante para ella». La capacidad funcional, por su parte, se compone de la capacidad intrínseca de la persona, de las características del entorno que afectan esa capacidad y de las interacciones entre la persona y esas características (OMS, 2015: 30).

El avance de la edad en la segunda mitad de la vida⁵ se asocia a un mayor riesgo de enfermedad y de pérdida de capacidad funcional. A pesar de ello, diversos estudios centrados en las tendencias del bienestar subjetivo a lo largo de la vida muestran que en muchos países la satisfacción general con la vida en realidad aumentaría en las etapas de edad avanzada, pero también que este efecto positivo no sería un fenómeno universal, lo que pone de relieve la influencia de las características del entorno en la determinación de una percepción positiva de la vejez (OMS, 2015: 68).

Los instrumentos utilizados para evaluar la capacidad funcional de las personas mayores se basan en gran medida en cómo las discapacidades afectan las *actividades de la vida diaria* (OMS, 2015). Dentro de las actividades de la vida diaria se distinguen las actividades *básicas* (las ABVD) y las *instrumentales* (las AIVD). Las ABVD son las actividades relacionadas con los cuidados personales como bañarse, alimentarse, ir al baño o vestirse. Las restricciones para su realización determinan una mayor necesidad e intensidad de la ayuda requerida respecto a las AIVD (McDowell, 2006) y de allí que sean las más importantes para determinar los grados severos de dependencia. Por su parte, la *condición de dependencia* se define como «un estado en el que se encuentran las personas que por razones ligadas a la falta o la pérdida de autonomía física, psíquica o intelectual, tienen necesidad de asistencia y/o ayudas importantes a fin de realizar los actos corrientes de la vida diaria y, de modo particular, los referentes al cuidado personal» (Consejo de Europa, 1998).

En general, todas las definiciones coinciden en que la condición de dependencia está relacionada con condiciones de salud alteradas y que, como tal, es inseparable de la discapacidad (González *et al.*, s/f). La *discapacidad* por su parte, se define como la disminución de la habilidad para efectuar tareas y actividades específicas que son esenciales para el cuidado personal y la autonomía (Pope y Tarlow, 1991), y, en caso de las personas mayores, las esenciales son aquellas que involucran las ABVD.

Existe evidencia que indica que el rango de variación en la capacidad funcional es mucho más amplio en la vejez que en edades más jóvenes (OMS, 2015: 7), lo cual obedecería —al menos en parte— al efecto acumulativo de las inequidades en salud a lo largo de la vida (OMS, 2015: 9).

5 La *segunda mitad de la vida* refiere a la adultez y vejez (Salvador-Carulla, Cano Sánchez y Cabo Soler, 2004).

Un claro reflejo de tales diferencias son las grandes brechas que se observan al comparar las prevalencias de discapacidades en ABVD de las personas mayores entre diferentes países del mundo. En el *Informe mundial sobre el envejecimiento y la salud* (OMS, 2015) se observa la fuerte relación inversa entre el nivel socioeconómico del país y dichas prevalencias. Mientras que en países como India o Ghana las prevalencias de discapacidad en ABVD entre las personas de 65 a 74 años superan el 60% y el 50%, respectivamente, estas son menores al 10% en países como Suiza, Dinamarca, Países Bajos, Suecia, República Checa y Francia. Sin embargo, en estas comparaciones los países de América Latina se encuentran subrepresentados, ya que solo se incluye México, con prevalencias de discapacidades en ABVD relativamente elevadas: más del 40% entre las personas en el rango de 65 a 74 años y en torno al 60% entre los mayores de 74 años (OMS, 2015: 73).

Dado el contexto de rápido envejecimiento demográfico en América Latina, que se suma a las condiciones de pobreza y desigualdad en los países de la región, cabe preguntarse cuál es la prevalencia de discapacidad en las ABVD de las personas mayores en estos países en comparación con otros países y regiones del mundo. ¿Qué patrón se observa entre la prevalencia de discapacidad en las ABVD y el nivel económico y social en estos países? Para responder a estos interrogantes se seleccionaron dos países de la región: Argentina y México, países con transición demográfica avanzada y moderada respectivamente (Huenchuan, 2009), con un contexto de crecimiento económico moderado a pesar del cual ambos mantienen condiciones de pobreza y desigualdad en sus poblaciones (Turner Barragán, 2011). Adicionalmente, tanto México como Argentina presentan un perfil epidemiológico caracterizado por un incremento sostenido de las denominadas enfermedades crónicas no transmisibles (Lozano *et al.*, 2013; Ministerio de Salud de la Nación, 2015), que aumentan a su vez el riesgo de dependencia de la población mayor.

Para abordar los interrogantes planteados, el presente estudio tiene como objetivo comparar la prevalencia de discapacidades en ABVD entre las personas de sesenta años y más de Argentina y México, y con países de otras regiones del mundo —en particular los incluidos en el informe de la OMS—, y evaluar en qué medida las diferencias en los niveles de las prevalencias obedecen a diferencias socioeconómicas de las personas mayores de las dos poblaciones. Para caracterizar el nivel socioeconómico, tomaremos como base la teoría del capital humano de Gary Becker (1964), la cual indica que, a mayor nivel educativo, mayor nivel de ingreso, ya que hay una asociación positiva donde la asignación de los salarios, que está determinada por varios factores, es mayor si la educación recibida es más avanzada (Urroz Gutiérrez y Salgado Torres, 2013; Beccaria y Groismam, 2005; INEE, 2009).

Por otra parte, las estimaciones de discapacidades en ABVD a nivel de poblaciones se basan en autorreportes y, dado que esta información es muy sensible al protocolo de preguntas que se aplique (entre otras cuestiones), una buena parte del análisis se centra en comparar las diferencias de resultados según diversas fuentes de información.

Fuentes

Las fuentes de datos utilizadas fueron:

1. La Encuesta Nacional sobre Calidad de Vida de Adultos Mayores (Encaviam) realizada en Argentina en 2012 (Indec, 2014). La Encaviam tiene como población objetivo las personas de sesenta años y más que residen en localidades urbanas,

las que representan el 92% del total de la población de esa edad. El muestreo fue probabilístico y multietápico y el tamaño de la muestra efectiva fue de 4652 adultos mayores. La encuesta fue respondida personalmente por el propio encuestado. Si la persona se encontraba imposibilitada de responder por sí misma debido a problemas de tipo cognitivos (por ejemplo, Alzheimer u otro tipo de demencia) o problemas físicos severos, no se aplicó el cuestionario (Indec, 2014).

2. En el caso de México, se utilizó la Encuesta Nacional sobre Salud y Envejecimiento en México (Enasem) de 2015, que es la cuarta onda de un estudio longitudinal que comenzó en 2001. La Enasem tiene representatividad a nivel nacional, urbano y rural, y su diseño es muestral polietápico y de seguimiento. El total de la muestra de 2015 fue de 17.986 personas, de las cuales 17.170 provenían de la muestra de seguimiento (Wong *et al.*, 2015).

Cabe resaltar que las prevalencias de discapacidades de una población, así como las composiciones en sus niveles de instrucción, van variando lentamente en el tiempo y, por tanto, es de esperar que la diferencia de tres años entre la encuesta de Argentina y la de México no sea un factor relevante para explicar las diferencias observadas entre los países.

3. Adicionalmente, para profundizar la comparación entre ambos países y para corregir la proporción de población que no respondió debido a problemas cognitivos en Argentina, se utilizaron los microdatos del estudio Salud, Bienestar y Envejecimiento en América Latina y el Caribe (SABE) (Peláez *et al.*, 2004). El SABE fue una encuesta de corte transversal realizada en el año 2000 en siete grandes ciudades de América Latina y el Caribe (Bridgetown, Buenos Aires, La Habana, Santiago de Chile, Ciudad de México, San Pablo y Montevideo) y recoge información representativa de la población de sesenta años y más en esos países. El diseño de la muestra fue complejo y muy similar en todos los países: polietápico por conglomerados con tres etapas de selección. La muestra total (de las siete ciudades conjuntamente) es de 11.231 observaciones, mientras que la de Buenos Aires es de 1043 y la de México, 1876.

De acuerdo a estimaciones basadas en los microdatos del SABE en su conjunto, casi un 5% de las personas de sesenta años y más tiene problemas cognitivos y no pudo responder la encuesta (todas ellas tenían a su vez alguna discapacidad en ABVD). Por su parte, de acuerdo a los datos del Censo Nacional de Población y Viviendas realizado en Argentina en 2010, la proporción de personas mayores con problemas para entender o aprender es de 4,6% (Indec, 2010).

Mientras que las encuestas SABE y Enasem utilizan protocolos de preguntas casi idénticos —«Debido a un problema de salud ¿Usted tiene dificultad para...? No incluya dificultades que cree que durarán menos de tres meses»—, la Encaviam utiliza la siguiente pregunta: «Quisiera que me dijera si necesita ayuda para realizar cada una de las actividades que le voy a mencionar. No tome en cuenta las limitaciones transitorias, que duren menos de tres meses». Es decir que la Encaviam capta de forma directa la situación de necesidad de ayuda (dependencia), mientras que el SABE y la Enasem, la condición de discapacidad (que incide en la necesidad de ayuda, aunque la relación no sea exacta). Dado que en ambos casos subyace la condición de *problema de salud*, y que hay personas que presentan alguna dificultad pero aun así pueden no necesitar ayuda, cabe esperar que las prevalencias basadas en los

protocolos del SABE y de la Enasem arrojen resultados sistemáticamente más elevados que los de la Encaviam.

Metodología

La capacidad funcional de las personas de sesenta años y más de Argentina y México se aproximó a partir del autorreporte de discapacidades en ABVD, en línea con lo utilizado en el *Informe mundial sobre el envejecimiento y la salud* (OMS, 2015). Se consideraron las mismas ABVD contempladas por la OMS, a saber: comer, bañarse, vestirse, acostarse y levantarse de la cama e ir al baño.

La dimensión socioeconómica se aproximó con el nivel de instrucción alcanzado. Se creó una variable dicotómica con dos categorías de instrucción: *alta* y *baja*, donde el punto de corte era tener siete años de instrucción formal, lo que equivaldría a haber completado la educación formal básica o primaria tanto en Argentina como en México. Las personas con siete años de instrucción o menos fueron clasificadas dentro del grupo de baja instrucción, mientras que aquellas con más de siete años se consideraron en el grupo de instrucción alta.

Para cada país se estimaron prevalencias por grupos de edad, nivel de instrucción y sexo y se analizó la existencia de un patrón entre la prevalencia de discapacidades en ABVD según nivel de instrucción en las capitales de los países.

Dado que la encuesta para Argentina (la Encaviam) excluyó de la muestra a las personas que no podían responder, se buscó aproximar la magnitud de las personas con discapacidades en ABVD que quedarían sin cuantificar por esta causa y, a partir de ello, corregir esta fuente de subestimación. Para ello se utilizó el estudio SABE (Pelaez *et al.*, 2003), ya que contiene un instrumento de captación de las personas que no pueden responder por problemas cognitivos (prueba minimental) que permite obtener la información referida a ellos a partir de las respuestas que brinda un informante auxiliar. Sobre la base de los microdatos del estudio SABE se estimó la proporción de las personas que no pueden responder en cada grupo (de edad, sexo y nivel de instrucción) y se aplicó una corrección equivalente a las prevalencias estimadas con la Encaviam, bajo el supuesto de que lo observado en el SABE —la proporción de las personas mayores que no pueden responder— es extrapolable al caso de Argentina.

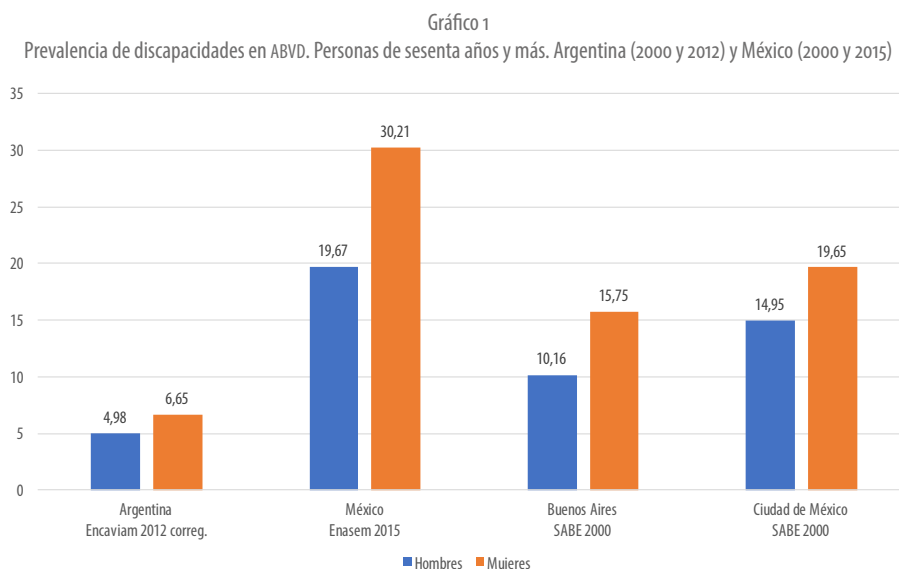
Una vez hechas las correcciones, se compararon las prevalencias anteriores entre los dos países con el fin de analizar qué tan cercanas o diferentes son en términos de los niveles y de los patrones por edad, sexo e instrucción. Para asegurar la comparabilidad con las prevalencias en otros países, se consideró solo la población de 65 años y más.

Para evaluar el posible efecto de las diferencias en la composición de las poblaciones se estandarizaron las prevalencias por sexo, asumiendo la misma composición por nivel de instrucción entre hombres y mujeres de ambos países (para lo que se utilizó la composición por nivel de instrucción de la población de Argentina como estándar) y se compararon los cambios respecto a las prevalencias originales. Este análisis buscó responder el siguiente interrogante: ¿Cuánto de la diferencia en las prevalencias de discapacidades en ABVD observadas entre Argentina y México obedece a las diferencias de composición socioeconómica de las dos poblaciones?

Resultados

El gráfico 1 muestra la prevalencia de discapacidades en ABVD entre las personas de sesenta años y más en Argentina y México. Se observan prevalencias mayores entre las mujeres que entre los hombres en todos los casos y también valores superiores para México y Ciudad de México que para Argentina y Buenos Aires, respectivamente.

Si bien las diferencias son siempre a favor de las poblaciones de Argentina (con prevalencias más bajas en todos los casos) es notable la mayor magnitud de las diferencias en el caso de las comparaciones de las encuestas con representatividad nacional, respecto a las observadas utilizando el estudio SABE (representativo de las grandes ciudades solamente).



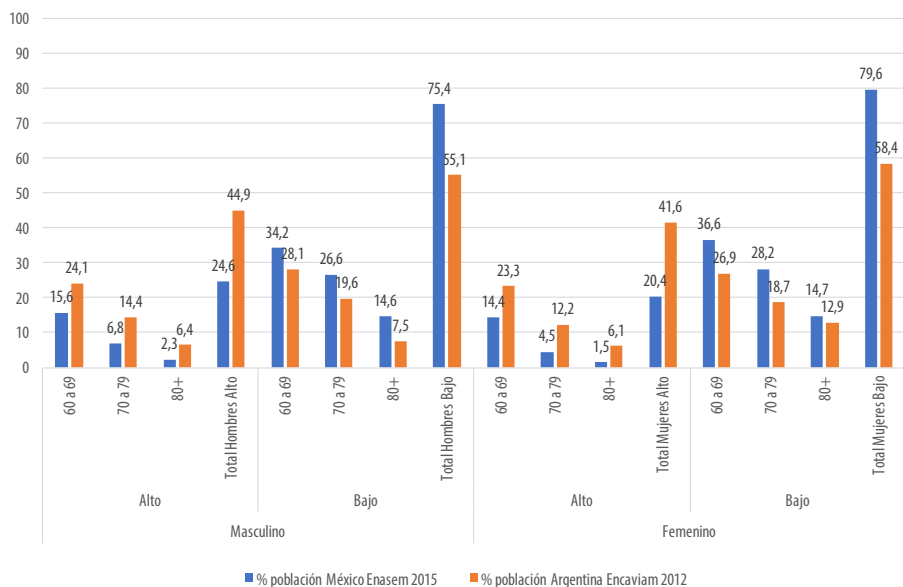
Nota: La corrección de las estimaciones para Argentina sobre la base de la Encaviam consiste en incorporar la prevalencia de discapacidades en ABVD de las personas excluidas por no responder de acuerdo a lo estimado usando SABE.

Fuente: elaboración propia a partir de la Encaviam (Argentina, 2012), la Enasem (México, 2015) y el SABE (2000)

Los gráficos 2a y 2b muestran las distribuciones de las poblaciones (totales) de Argentina-México y Buenos Aires-Ciudad de México por sexo, grupo de edad y nivel de instrucción de acuerdo a las tres fuentes de información. En ambos casos (2a y 2b) se observa una proporción más elevada de población con nivel de instrucción relativamente más alto en Argentina (y Buenos Aires) respecto a México (y Ciudad de México) tanto en hombres como en mujeres.

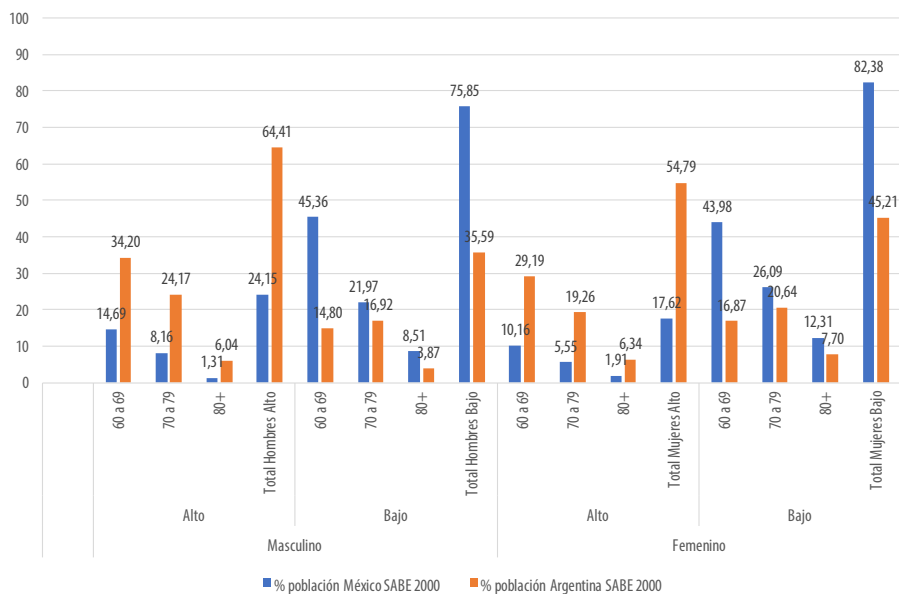
Además, cabe resaltar que las diferencias son más acentuadas en el caso de la comparación entre Buenos Aires y Ciudad de México (basadas en el SABE de 2000), respecto a las observadas entre Argentina en 2012 y México en 2015 (basadas en las encuestas a nivel nacional de los dos países), lo cual además de sugerir perfiles socioeconómicos con mayores diferencias entre las capitales de los dos países respecto a los totales nacionales, indica que las mayores diferencias en las prevalencias de discapacidades en ABVD observadas en las comparaciones a nivel nacional (del gráfico 1) no obedecerían a mayores diferencias en la composición socioeconómica a nivel de las poblaciones totales de los dos países, respecto a lo observado en las capitales.

Gráfico 2a
Población de Argentina y México de sesenta años y más. Distribución por grupo de edad y nivel de instrucción.
Hombres y mujeres. Encaviam (2012) y Enasem (2015)



Fuente: elaboración propia a partir de la Encaviam (Argentina, 2012) y Enasem (México, 2015)

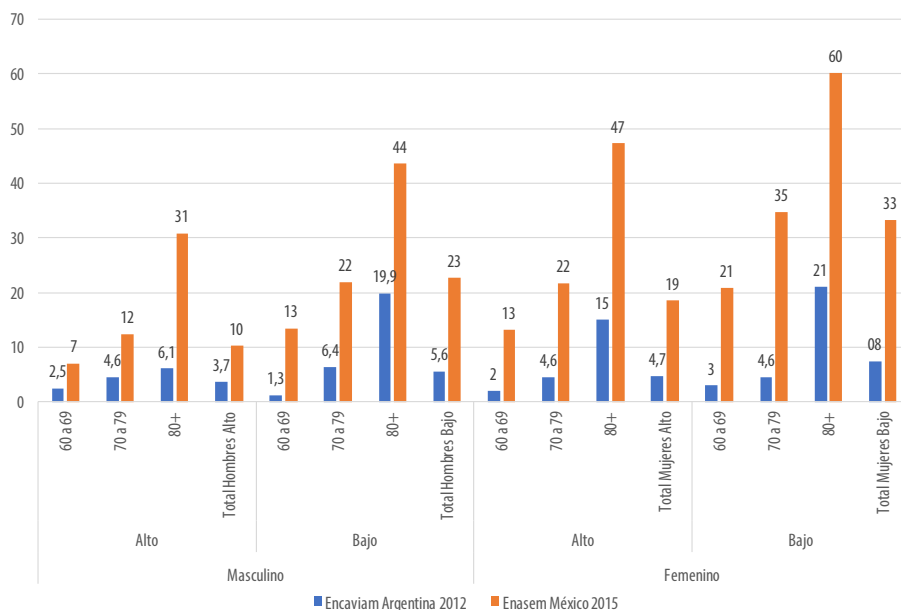
Gráfico 2b
Población de Argentina y México de sesenta años y más. Distribución por grupo de edad y nivel de instrucción.
Hombres y mujeres. SABE (2000)



Fuente: elaboración propia a partir del SABE (2000)

Gráfico 3a

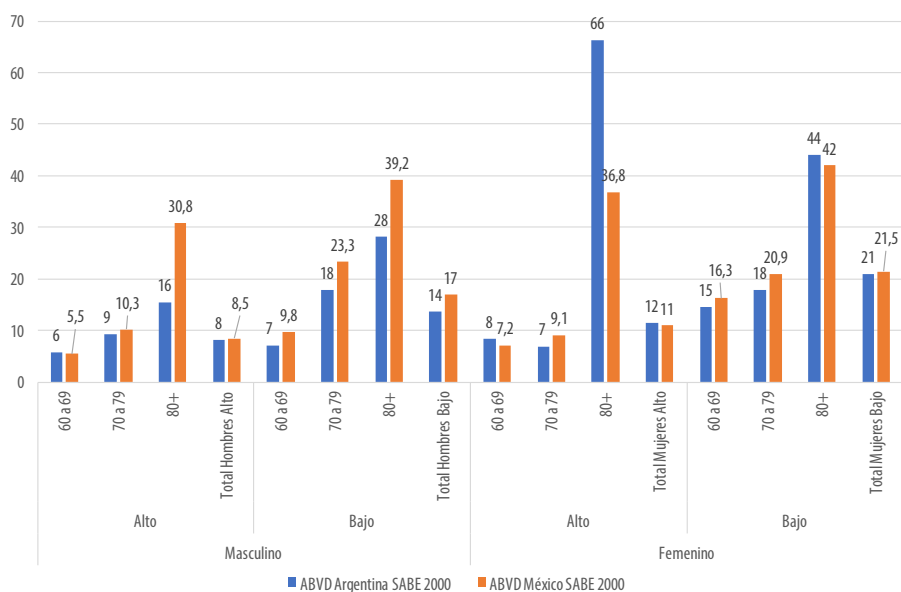
Prevalencias de discapacidad en ABVD en Argentina y México. Distribución por grupo de edad y nivel de instrucción. Hombres y mujeres. Encaviam (2012) y Enasem (2015)



Fuente: elaboración propia a partir de la Encaviam (Argentina, 2012) y la Enasem (México, 2015)

Gráfico 3b

Prevalencias de discapacidad en ABVD en Argentina y México. Distribución por grupo de edad y nivel de instrucción. Hombres y mujeres. SABE (2000)



Fuente: elaboración propia a partir del SABE (2000)

Los gráficos 3a y 3b muestran las prevalencias para los totales nacionales (3a) y las capitales de los países (3b) por sexo, grupo de edad y nivel de instrucción. Dichos gráficos muestran mayores diferencias al comparar los resultados nacionales respecto a hacerlo con las dos grandes ciudades.

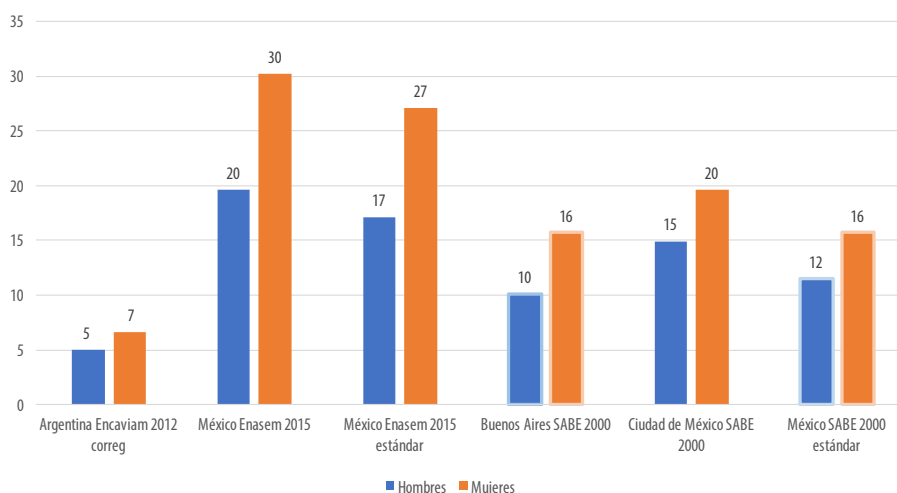
El gráfico 4 muestra las prevalencias de discapacidad para Argentina y Buenos Aires y para México y Ciudad de México, estas últimas estandarizadas y sin estandarizar, según sexo. En el caso de las prevalencias para Argentina (total nacional) se incorpora un factor de corrección por la exclusión de los que no pudieron responder —según se explica en la sección «Metodología»—, aunque dicha corrección no cambia la magnitud de las prevalencias, ya que se estima afecta a menos del 5% de las personas con discapacidades en ABVD de ese grupo etario.

Si bien la estandarización arroja el resultado lógico de reducir las diferencias entre los dos países —si se asume la misma estructura por nivel de instrucción en las dos poblaciones—, el efecto sería mucho mayor en el caso de los resultados a nivel de las ciudades capitales —respecto a los totales nacionales—. En detalle:

- la estandarización de las prevalencias a nivel nacional sugiere que las diferencias en el nivel de instrucción de las dos poblaciones explican tan solo el 17% de las diferencias totales de las prevalencias entre los hombres, y el 13% de entre las mujeres, resultado que surge de estimar el cambio en las diferencias de las prevalencias con y sin estandarización.
- el mismo ejercicio contrafactual arroja que la diferencia en composición por nivel de instrucción explicaría el 70% de las diferencias en las prevalencias en discapacidades en ABVD observadas entre los hombres de Ciudad de México y de Buenos Aires y el total de las diferencias en las prevalencias entre las mujeres.

Gráfico 4

Prevalencias de discapacidad en ABVD Argentina 2000 y 2012 y México 2000 y 2015, estandarizadas.
Distribución por grupo de edad y nivel de instrucción. Hombres y mujeres

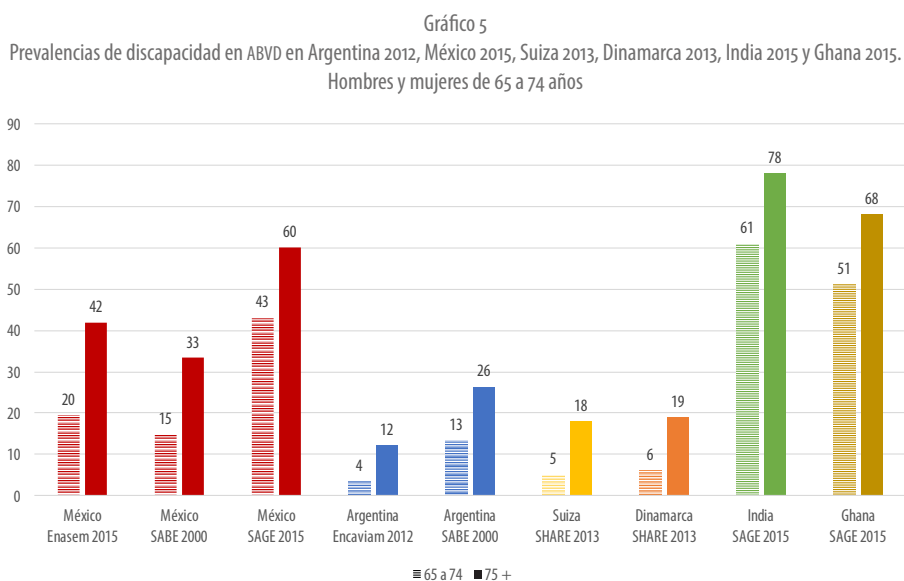


Nota: la estandarización de las prevalencias de México se resalta asumiendo la composición por nivel de instrucción de hombres y mujeres observada en Argentina (Encaviam) y Buenos Aires (SABE), respectivamente.

Fuente: elaboración propia a partir de la Encaviam (Argentina, 2012), la Enasem (México, 2015) y el SABE (2000)

Por último, el gráfico 5 busca evaluar el comportamiento de las prevalencias de Argentina y México en el contexto internacional a partir de su comparación con las estimadas por la OMS (2015: 73).

Es remarcable que, a pesar de las importantes diferencias en las mediciones de las prevalencias de cada país según la fuente, se observa un claro patrón en su nivel entre los países y una alta correlación entre dichas prevalencias y los niveles de los ingresos de estos: los países de ingresos altos como Suiza y Dinamarca muestran las prevalencias más bajas, países de ingresos medios como Argentina y México las prevalencias intermedias y los países con ingresos más bajos las mayores prevalencias. Por su parte, la magnitud de las diferencias entre países no es algo constante dada la variabilidad en los niveles según la fuente de información, y en este sentido las mediciones y comparaciones basadas en diferentes fuentes deben ser interpretadas con cautela. En la sección «Discusión y conclusiones» se analizará con más detalle este punto.



Fuente: elaboración propia a partir de la Encaviam (Argentina, 2012), la Enasem (México, 2012), el SABE (2000) y la OMS (2015)

Discusión y conclusiones

Los resultados de este estudio indican que la prevalencia de discapacidades en ABVD entre la población de sesenta años y más es mayor en México que en Argentina, tanto entre hombres como entre las mujeres. Es notable que las prevalencias de discapacidad sean mayores cuanto menor es el nivel de desarrollo socioeconómico, como en el caso de India y de Ghana. Los países de ingresos altos como Suiza y Dinamarca tienen menores prevalencias de discapacidad que los países de ingresos medios y bajos. Si bien existen importantes diferencias en los niveles de las prevalencias estimadas según la fuente que se utiliza en cada país, las conclusiones en términos de las comparaciones de los dos países se mantienen para todas las fuentes.

En cuanto a las razones de estas fuertes diferencias, cabe destacar la mejor nutrición y los entornos más propicios en los contextos de ingresos altos durante la infancia, que permiten alcanzar un mayor nivel máximo de capacidad intrínseca, mientras que una mayor exposición a factores de estrés y cargas más altas de morbilidad en los países de ingresos bajos y medianos pueden producir un deterioro más rápido con la edad (OMS, 2015). Este señalamiento es reforzado por un estudio reciente para América Latina, donde se observa que los países de menores ingresos presentan un mayor rezago epidemiológico que se refleja en la discapacidad de la población (Vásquez, 2006).

En el presente estudio, utilizando el nivel de instrucción alcanzado para aproximar la composición socioeconómica de las personas mayores de los dos países, se observa que el colectivo de personas mayores de Argentina (2012) y de Buenos Aires (2000) presentaría una mejor situación relativa respecto a lo observado en México (2015) y en Ciudad de México (2000), respectivamente: de acuerdo a las tres fuentes analizadas, el colectivo de personas mayores de Argentina y de Buenos Aires muestra una mayor proporción de personas en el grupo de instrucción relativamente más elevado respecto a lo observado en México y Ciudad de México, respectivamente. Este resultado se mantiene tanto entre los hombres como entre las mujeres.

Por otra parte, al analizar las prevalencias de discapacidades según nivel de instrucción y por subgrupo de edad, se observa un patrón claro de mayores prevalencias entre los grupos más desfavorecidos (según nivel de instrucción) y ello se mantiene tanto entre la población de México como entre la de Argentina, y entre hombres y mujeres.

Todo lo anterior indica que al menos parte de las mayores prevalencias de discapacidades observadas entre la población mayor de México respecto a la de Argentina obedecería a las diferencias de composición por nivel de instrucción de las poblaciones mayores de sesenta años de ambos países. Estos resultados se encuentran en concordancia con los observados por otros estudios que han analizado la asociación entre la discapacidad en ABVD y el nivel socioeconómico (Hosseinpour *et al.*, 2013; Hosseinpour *et al.*, 2016; Acosta y Monteverde, 2016).

Pero ¿en qué medida estarían incidiendo las diferencias de composición en las diferencias globales de prevalencias entre los dos países? Para responder a esta cuestión se hizo el análisis contrafactual en el que se asume la misma composición por nivel de instrucción en ambas poblaciones (en este caso se tomó la composición de Argentina como estándar) y se analiza la magnitud en la reducción en las diferencias de las prevalencias entre los dos países.

Los resultados de este ejercicio difieren significativamente según las fuentes de comparación utilizadas: mientras que de acuerdo a las comparaciones basadas en la Encaviam de 2012 para Argentina y la Enasem de 2015 para México, las diferencias de composición por nivel de instrucción explicarían solo el 13% y el 17% de las diferencias de prevalencias observadas entre los países entre las mujeres y los hombres, respectivamente, las comparaciones basadas en el SABE del año 2000 sugieren que estas diferencias en composición socioeconómica explicarían el 100% de la diferencia entre las mujeres y el 70% de la diferencia entre los hombres, en ambos países.

Dadas estas diferencias en los resultados según las fuentes, ¿qué comparación sería la que mejor refleje las causas de las diferencias en los niveles de las prevalencias entre los dos países? Por un lado, debe resaltarse que las distintas fuentes difieren en los grupos objeto de estudio y ello de por sí es un factor que podría explicar las diferencias en las conclusiones. En

este sentido, las diferencias de resultados podrían obedecer al hecho de que las poblaciones de Argentina y México (total país) son más heterogéneas que las poblaciones de Buenos Aires y Ciudad de México, específicamente. Sin embargo, cuando se comparan las distribuciones por edad, sexo y nivel de instrucción entre México y Argentina, con las de Buenos Aires y Ciudad de México, es posible notar menores diferencias en los totales nacionales. Más allá de esto, puede haber mayores heterogeneidades a nivel nacional respecto a las capitales en aspectos que no se captan con las distribuciones de las poblaciones por edad, sexo y nivel de instrucción, pero que sí afectan el reporte de discapacidad en ABVD, como por ejemplo aspectos contextuales. No obstante, las diferencias contextuales —como la oferta de servicios, la adaptación de las ciudades a las necesidades de las personas con limitaciones funcionales, etc.— afectan más al reporte de discapacidades en AIVD que en ABVD.

Otra posible razón que motivaría la diferencia de resultados según las fuentes, es la existencia de mayores diferencias en el diseño y en los protocolos de preguntas entre la Encaviam y la Enasem, respecto al SABE de Argentina y al de México. De hecho, el SABE utilizó diseños muestrales similares en aspectos clave como el tratamiento de los casos en los que la persona seleccionada no podía responder por problemas cognitivos o físicos (en cuyo caso no se los excluía, sino que se buscaba un *proxy* para responder) y los protocolos de preguntas idénticos para captar las diferentes dimensiones de análisis. En el caso de las discapacidades en ABVD y AIVD, las preguntas se estructuraron de la siguiente forma: «Debido a un problema de salud, por favor, dígame si usted tiene dificultad (ahora) haciendo cada una de las actividades que le voy a mencionar. No tome en cuenta problemas que usted espera que duren menos de tres meses».

Por su parte, la Enasem, basada en los mismos protocolos de origen que la encuesta SABE (la HRS de Estados Unidos), utiliza una pregunta muy similar: «Por favor, dígame si tiene alguna dificultad con cada una de las actividades que le voy a mencionar. Si Ud. no hace ninguna de las siguientes actividades, simplemente dígamelo. No incluya dificultades que cree que durarán menos de tres meses. Debido a un problema de salud ¿Usted tiene dificultad para...?» y las ABVD incluidas son las mismas que las del estudio SABE.

Por otra parte, la Encaviam no considera el diseño ni los protocolos de estas encuestas y entre sus particularidades cabe mencionar dos aspectos especialmente relevantes a la hora de captar las discapacidades en ABVD:

1. La decisión de no usar *proxy* en los casos en que las personas seleccionadas (objetivo) no podían responder, sino decretar su exclusión de la muestra.
2. El foco en la necesidad de ayuda y no en la dificultad para la realización de las ABVD. La pregunta en esta encuesta es: «Quisiera que me dijera si necesita ayuda para realizar cada una de las actividades que le voy a mencionar. No tome en cuenta las limitaciones transitorias, que duren menos de tres meses...» y las actividades son las mismas que en el caso del SABE y de la Enasem.

Respecto al punto 1, la exclusión de los que no podían responder es sin duda una fuente de subestimación de las prevalencias, lo cual en parte podría ayudar a explicar las mayores diferencias entre Argentina y México respecto de las comparaciones con el SABE. Sin embargo, cuando se analiza a cuánto podría ascender esta fuente de subestimación, se observa que esta, por sí sola, no permite explicar este resultado.

El aspecto que más podría estar incidiendo en el mayor diferencial observado al utilizar esta encuesta sería el foco en la *necesidad de ayuda* en lugar de la *dificultad para la realización*

de la actividad. La *necesidad de ayuda de otras personas* orienta la pregunta a la medición más directa de la situación de dependencia y en menor medida a la condición de discapacidad, y existe cierto consenso en que no todas las personas con discapacidad son dependientes y, por tanto, en el caso de la Encaviam, se trata de un universo de análisis más acotado que lo que se recoge en las encuestas Enasem y SABE.

Por último, pero no por ello menos importante, para evaluar la calidad de las comparaciones basadas en los resultados de las encuestas utilizadas también se buscó analizar en qué medida las muestras de las tres fuentes (Encaviam, Enasem y SABE) reflejan apropiadamente las composiciones por nivel de instrucción de las poblaciones bajo análisis.

Para ello se compraron las distribuciones por nivel de instrucción de cada una de las encuestas con los datos censales más cercanos a dichas encuestas en cada país. Primero, se estimó la distribución para las dos categorías de nivel de instrucción baja (con primaria completa o menos) y alta (más de primaria completa) con los datos de los censos y proyecciones de población de Argentina y México (los más cercanos a las encuestas a nivel nacional de los dos países), para hombres y mujeres por separado, y se comparó con la distribución extrapolada a la población que surge de dichas encuestas: la Encaviam de Argentina y la Enasem de México. Los resultados de la comparación muestran que la Enasem de México refleja mejor la verdadera composición por nivel de instrucción entre los hombres y las mujeres de sesenta años y más que la Encaviam para Argentina (donde la verdadera distribución sería la de los censos): mientras que la distribución de la Enasem es casi idéntica a la observada con las proyecciones oficiales, la Encaviam subestima en un 10% la proporción de la población con educación baja. Más allá de ello, al comparar las distribuciones de los dos países basadas exclusivamente en las proyecciones oficiales, se sigue observando una mejor situación relativa de la población argentina. En segundo lugar, se hizo el mismo ejercicio con los censos de 2001 en Argentina y de 2000 en México, tomando los resultados para el Gran Buenos Aires y Ciudad de México, respectivamente y se compararon con las distribuciones de la población por nivel de instrucción del SABE en Buenos Aires y del SABE en Ciudad de México. En este caso, las distribuciones de ambos países fueron muy similares a las resultantes de los censos respectivos.

Todo lo anterior sugiere que el análisis basado en el estudio SABE y en los estudios de la región que siguen similares protocolos y diseños de los instrumentos de recolección y muestreo serían los más apropiados para analizar la importancia de los factores socioeconómicos en la determinación de los niveles de las prevalencias de las discapacidades en ABVD en países de la región.

A pesar de las limitaciones relacionadas con las fuentes de datos, en este trabajo se ha observado diferencias entre los países/ciudades, así como a su interior, asociadas a las diferencias de los contextos socioeconómicos. Futuras investigaciones deberían enfocarse en mejorar las fuentes de datos para explorar las diferencias socioeconómicas en la prevalencia de las discapacidades, en especial en Argentina, donde la encuesta realizada a nivel nacional no sigue los protocolos de preguntas que se están utilizando a nivel internacional y la muestra excluye parte de la población objeto de estudio (los que no pueden responder el cuestionario).

Referencias bibliográficas

- ACOSTA, L. D. y MONTEVERDE, M. (2016), «Vulnerabilidad de la población mayor en situación de dependencia en la Argentina. Análisis en base a la Encuesta Nacional sobre Calidad de Vida de Adultos Mayores (Encaviam) 2012», en CELTON, D. y PELÁEZ, E., *Cambios demográficos y vulnerabilidad social*, Buenos Aires: Ilustrada.
- BECCARIA, L. y GROISMAN, F. (2005), *Educación y distribución del ingreso. Debates de la SITEAL*, Buenos Aires: Siteal, en <http://www.siteal.iipe.unesco.org/sites/default/files/siteal_debate_3_beccaria_groisman_articulo.pdf>, acceso: 5/7/2018.
- BECKER, G. (1964), *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, Nueva York: Columbia University Press.
- CONSEJO DE EUROPA (1998), *Condición de dependencia*, en <http://www.crediscapacidadydependencia.es/cresanandres_01/aut_dep/discapacidad_dependencia/index.htm>, acceso: 29/7/2018.
- GONZÁLEZ, F. M.; MASSAD, C. T.; LAVANDEROS, F. C.; ALBALA, C. B.; SÁNCHEZ, H. R.; FUENTES, A. G.; LERA, L. M.; CEA, X. N. y SALAS, F. S. (s/f), *Estudio nacional de la dependencia en las personas mayores*, Santiago de Chile: Gobierno de Chile, en <<https://es.scribd.com/document/177298556/Estudio-Nacional-de-Dependencia-en-Las-Personas-Mayores>>, acceso: 12/7/2018.
- HOSSEINPORT, A. R.; STEWART WILLIAMS, J. A.; GAUTMAN, J.; POSARAC, A.; OFFICER, A.; VERDES, E.; KOSTANJSEK, N. y CHATTERJI, S. (2013), «Socioeconomic Inequality and Disability Among Adults: a Multicountry Study Using the World Health Survey», en *Am J Public Health*, vol. 103, n.º 7, pp. 1278-1286.
- HOSSEINPORT, A. R.; BERGEN, N.; KOSTANJSEK, N.; KOWAL, P.; OFFICER, A. y CHATTERJI, S. (2016), «Socio-demographic Patterns of Disability Among Older Adults Populations of Low Income and Middle Income Countries: Results from World Health Survey», en *Int J Public Health*, vol. 61, pp. 337-345.
- HUENCHUAN, S. (2009), *Envejecimiento, derechos humanos y políticas públicas*, Santiago de Chile: Cepal, en <<https://www.cepal.org/es/publicaciones/2538-envejecimiento-derechos-humanos-politicas-publicas>>, acceso: 14/7/2018.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICAS Y CENSOS (Indec) (2010), *Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2010*, procesado con Redatam +Sp, en <https://www.indec.gob.ar/ftp/cuadros/poblacion/censo2010_tomo1.pdf>, acceso: 28/7/2018.
- (2014), *Encuesta nacional sobre calidad de vida de adultos mayores 2012. Documento para la utilización de la base de datos usuario*, Buenos Aires: Indec.
- INSTITUTO NACIONAL PARA LA EVALUACIÓN DE LA EDUCACIÓN (INEE) (2009), *Salario relativo por hora de los trabajadores según nivel de escolaridad*, Ciudad de México: INEE, en <http://www.inee.edu.mx/bie/mapa_indica/2010/PanoramaEducativoDeMexico/RE/RE02/2010_RE02_c-vinculo.pdf>, acceso: 16/6/2018.
- LOZANO, R.; GÓMEZ-DANTÉS, H.; GARRIDO-LATORRE, F. et al. (2013), «La carga de enfermedad, lesiones, factores de riesgo y desafíos para el sistema de salud en México», en *Salud Pública de México*, vol. 55, n.º 6, pp. 580-594, en <http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0036-36342013001000007&lng=es&tlng=pt>, acceso: 31/5/2016.
- MINISTERIO DE SALUD DE LA NACIÓN (2015), *Tercera Encuesta Nacional de Factores de Riesgo para Enfermedades no transmisibles*, Buenos Aires: MSN-Indec, en: <http://www.msal.gob.ar/images/stories/bes/graficos/0000000544cnt-2015_09_04_encuesta_nacional_factores_riesgo.pdf>, acceso: 28/7/2018.
- MCDOWELL, I. (2006), *Measuring Health: A Guide to Rating Scales and Questionnaires*, Nueva York: Oxford University Press.

- ORGANIZACIÓN MUNDIAL DE LA SALUD (OMS) (2015), *Informe mundial sobre el envejecimiento y la salud*, Ginebra: OMS, en <<http://www.who.int/ageing/publications/world-report-2015/es/>>, acceso: 8/2/2017.
- PELAÉZ, M.; PALLONI, A.; ALBALA, C.; ALFONSO, J. C.; HAM-CHANDE, R.; HENNIS, A.; LEBRAO M. L.; LEON-DIAZ, E.; PANTELIDES, E. y PRATS, O. (2004), *SABE. Encuesta salud, bienestar y envejecimiento*, Washington: OPS-OMS.
- POPE, A. y TARLOW A. (1991), *Disability in America: Toward a National Agenda for Prevention*. Washington: The National Academy Press, en: <<https://www.nap.edu/catalog/1579/disability-in-america-toward-a-national-agenda-for-prevention>>, acceso: 14/7/2018.
- SALVADOR-CARULLA, L. A.; CANO SÁNCHEZ, A. y CABO SOLER, J. R. (2004), *Longevidad. Tratado integral sobre salud en la segunda mitad de la vida*, Buenos Aires-Madrid: Editorial Médica Panamericana.
- TURNER BARRAGÁN, E. (2011), «Desarrollo y pobreza en México, Argentina, Brasil, y Chile», en *POLIS. Revista Latinoamericana*, en <<https://journals.openedition.org/polis/1973#quotation>>, acceso: 14/7/2018.
- URROZ GUTIÉRREZ, J. M. y SALGADO-TORRES, M. (2013), *La relación entre la educación e ingresos: Estimación de las diferencias salariales por nivel educativo alcanzado*, Managua: Universidad Centroamericana-Nicaragua Especialista Regional en Monitoreo y Evaluación de Fundación Zamora Terán.
- VÁSQUEZ, A. (2006), «La discapacidad en América Latina», en *Discapacidad: Lo que todos debemos saber*, Publicación Científica y Técnica, 616, Washington: OPS, en <<http://iris.paho.org/xmlui/handle/123456789/719>>, acceso: 24/7/2018.
- WONG, R.; PALLONI, A.; GUTIÉRREZ, L. M. y TÉLLEZ-ROJO, M. M. (2015), *Estudio nacional de salud y envejecimiento en México. Años 2001, 2003, 2012, 2015*, Texas: University of Texas Medical Branch, en: <http://enasem.org/index_Esp.aspx>, acceso: 15/3/2017.

La emancipación de los jóvenes indígenas urbanos en México

Emancipation of urban indigenous youth in Mexico

Germán Vázquez Sandrin¹

Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo

Elsa Ortiz-Ávila²

Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo

Resumen

Si nos centramos en el evento de la salida de casa del hogar de los padres o emancipación existen al menos dos hipótesis que enmarcan el estudio de la transición a la vida adulta. Una de ellas es la de Fabrizio Bernardi (2007), quien supone que la condición para que los individuos se emancipen es que hayan alcanzado como mínimo la misma posición socioeconómica de su familia de origen. Sin embargo, en contrapartida, nosotros formulamos otra específica para los jóvenes indígenas urbanos, ya que este grupo poblacional tiene una emancipación aún más restringida y menos voluntaria que los no indígenas. Así, el principal objetivo de este trabajo es analizar las características sociodemográficas de la emancipación de los jóvenes indígenas en comparación con los no indígenas, para lo que la fuente de datos utilizada es la Encuesta Demográfica Retrospectiva (EDER) de 2011.

Palabras clave: Emancipación. Indígenas. Transición a la vida adulta. México

Abstract

Focusing on the event of leaving the house of the parents' home or emancipation, there are at least two hypotheses that mark the study of transition to adulthood. One of them is Bernardi's (2007) which assumes that the condition for individuals to emancipate is for them to have reached at least the same socio-economic position of their family of origin. However, we also formulate another one specifically for indigenous youth. This population group, because it is a social category associated with poverty, will have an even more restricted and less voluntary emancipation than non-indigenous groups. Therefore, the main objective of this work is to analyze the sociodemographic characteristics of the emancipation of indigenous youth compared with non-indigenous people. The data source used in the present work is the Retrospective Demographic Survey (EDER) 2011.

Keywords: Emancipation. Indigenous. Transition to adulthood. Mexico

Recibido: 27/3/2018. Aceptado: 6/7/2018

1 Es doctor en Estudios de las Sociedades Latinoamericanas con especialidad en Demografía por la Université de la Sorbonne Nouvelle-Paris III. Sus líneas de investigación abarcan la población indígena y la fecundidad. <gevazquez@uaeh.edu.mx>.

2 Es doctora en Demografía por la Universitat Autònoma de Barcelona. Sus líneas de investigación se centran en la transición a la vida adulta, la educación y la fecundidad. <elsa_ortiz@uaeh.edu.mx>.

Introducción

En el presente texto se estudia la emancipación como la salida de los jóvenes del hogar de sus padres, a la que se denomina indistintamente en diferentes partes del mundo *emancipación juvenil*, *emancipación familiar*, *emancipación del hogar de origen* o *emancipación residencial*. A efectos prácticos, en el resto de este trabajo se hará referencia a este fenómeno como *emancipación*, identificada empíricamente como la primera vez en que la persona deja de coresidir en casa de su padre y madre, aun cuando un tiempo después vuelva a coresidir con ellos o con alguno de ellos. En el contexto de los estudios de curso de vida, este fenómeno es parte de las transiciones familiares y está asociado a la entrada a la vida adulta, por lo que se la considera en la bibliografía como una transición a la adultez junto con el ingreso al mercado de trabajo, la unión conyugal y la maternidad o paternidad.

Dicho lo anterior, es necesario puntualizar un par de características del concepto de emancipación para ayudar a esclarecerlo. Primero, ningún concepto de independencia es una condición necesaria en la definición de emancipación descrita más arriba, por lo que se puede estar emancipado sin ser independiente o no estar emancipado y ser independiente: el fin de la primera coresidencia con los padres es el criterio definitorio. Este enfoque conceptual de la emancipación como emancipación residencial separada del concepto de independencia económica o familiar, o incluso de autonomía y libertad, es un punto central en este abordaje, porque permite establecer que en los indígenas urbanos la emancipación se produce en el marco de una fuerte dependencia de la familia y de la comunidad y que, en vez de significar ruptura o escisión, la emancipación contribuye a la reproducción social de sus familias de origen. Ciertamente, la emancipación es reconocida desde países europeos como una transición íntimamente ligada a la obtención de la independencia económica del hijo respecto a los padres (Jurado Guerrero, 1997; Bernardi, 2007). Sin embargo, como se verá con mayor detalle más adelante, existen hipótesis que difieren con esta posición en cuanto a que en países como México el inicio de la vida laboral no busca necesariamente la independencia económica sino contribuir a la economía familiar (Pérez-Amador, 2006).

El otro aspecto a aclarar es que la emancipación no es algún tipo de *requisito previo* de entrada a la vida adulta. Es decir, se puede ingresar a la vida adulta sin haber dejado de coresidir con los padres. Un ejemplo de lo anterior lo constituye precisamente lo que se ha llamado el *sistema familiar mesoamericano* (Robichaux, 2011). Observado principalmente en comunidades rurales indígenas (o de origen indígena), este sistema se caracteriza por que el hijo varón se une con su pareja pero coreside con sus padres, por un tiempo al menos, y con su esposa. Las nuevas parejas, que se unen a edades tempranas, construyen una vivienda en el mismo predio de los padres de Ego, ya que el hijo varón ultimogénico (conocido como el *xocoyote* entre los nahuahablantes) es el encargado del cuidado de sus padres a edades avanzadas, por lo que no deja de coresidir con ellos y al final hereda la vivienda.

Desde lo teórico las causas de la emancipación han sido abordadas con ópticas completamente diferentes. En los dos polos de estas posiciones se desean analizar especialmente, a continuación, por un lado, la teoría de la acción racional (TAR), empleada para el estudio de España (Bernardi, 2007) y, por otro, las estrategias familiares de sobrevivencia (EFS) para el caso mexicano (Pérez-Amador, 2006).

Desde el enfoque de la TAR, la emancipación consiste en una decisión basada en un cálculo entre costo y beneficio de la salida de casa de los padres, asociada a factores como

las relaciones familiares, los factores culturales, las políticas públicas, la actitud o los valores ante la vida o la percepción de la situación del mercado laboral y del mercado de la vivienda (Colom Andrés y Molés Machí, 2016; Bernardi, 2007). Fabrizio Bernardi (2007) probó para España que la edad a la salida de los jóvenes de casa de sus padres depende de la facilidad que encuentren para conseguir una posición socioeconómica parecida a la de su familia de origen. Él toma como fundamento el modelo de Richard Easterlin (1976), que supone que las preferencias de los adultos varían con las aspiraciones relativas al estándar de vida que socializan durante su infancia y adolescencia. El modelo de Bernardi considera como costos directos el dinero para vivir en una casa propia y como costos indirectos renunciar al nivel de confort en casa de los padres. Los beneficios de la emancipación son la independencia, la autonomía y la libertad.

Por su parte, el concepto de EFS

... hace referencia al hecho de que las unidades familiares pertenecientes a cada clase o estrato social, en base a las condiciones de vida que se derivan de dicha pertenencia, desarrollan, deliberadamente o no, determinados comportamientos encaminados a asegurar la reproducción material y biológica del grupo (Torrado, 1981: 205).

La emancipación forma parte de las estrategias de las que dispone la unidad familiar para autorregularse con la finalidad de asegurar la reproducción del grupo, esto en la medida en que el joven que sale de la casa de sus padres represente un incremento en los recursos netos para la unidad familiar. El uso de este marco conceptual de tipo marxista pone énfasis en el peso de la estructura como determinante de la acción social, lo cual acota el grado de libertad de las decisiones, así como la racionalidad o deliberación de los agentes involucrados en la toma de esas decisiones.

En México se ha mostrado que, a diferencia de lo que ocurre en países ricos como los de Europa Occidental o EEUU, la emancipación responde a una estrategia familiar de sobrevivencia y no tiene necesariamente como objetivo lograr la independencia económica (Pérez-Amador, 2006). Los jóvenes salen del hogar paterno para integrarse a la fuerza de trabajo como mano de obra auxiliar y así mejorar el ingreso de su familia de origen (Pérez-Amador, 2006). También se ha encontrado en México que un contexto prohibitivo o ambientes conflictivos en el hogar aumentan el riesgo relativo de la salida del hogar para jóvenes de ambos sexos (Echarri-Cánovas y Pérez-Amador, 2007).

Existe una vía explicativa que critica las visiones más estrechas del determinismo de la estructura sobre la acción social y de la TAR, la de Pierre Bourdieu (1994) en su libro *Raison pratiques. Sur la théorie de l'action*. Si bien la teoría sociológica contenida en él no estudia la emancipación, sí ofrece elementos para comprender que la *acción social* —la emancipación, en nuestro caso— ocurre en las relaciones que se dan entre las potencialidades inscritas en los cuerpos de los agentes y las estructuras de las situaciones donde tienen lugar. Esta filosofía, dice el autor, se encuentra condensada en unos pocos conceptos como *habitus*, *campo* o *capital* y tienen como clave la relación de doble sentido entre estructuras objetivas —aquellas de los campos— y estructuras incorporadas —aquellas del *habitus*—.

La acción social no está determinada por la pertenencia a una clase social, pero la diferencia es una parte constitutiva del *espacio social*: «El espacio social es la realidad primera y última porque ordena aun las representaciones que los agentes sociales pueden tener» (Bourdieu, 1994: 28-29). Los *agentes* o los *grupos* están distribuidos en el espacio social según su posición con base en dos principios de distribución: el capital económico y el capital cultural.

Pero los agentes sociales no son sujetos conscientes y conocedores obedientes de razones ni actúan con pleno conocimiento de causa, como lo creen los defensores de la TAR (Bourdieu, 1994). Los sujetos son en realidad agentes actores y conocedores dotados de un *sentido práctico*, un sistema adquirido de preferencias, de principios de visión y de división —lo que llamamos ordinariamente *gusto*—, de estructuras cognitivas durables —que son esencialmente el producto de la incorporación de las estructuras objetivas— y de esquemas de acción que orientan la percepción de la situación y la respuesta adaptada. El *habitus* es esta suerte de sentido práctico de aquello que hay que hacer en una situación dada (Bourdieu, 1994).

La familia es una categoría social objetiva (estructura estructurante) y el fundamento de la familia como categoría social subjetiva (estructura estructurada), categoría mental que es el principio de miles de representaciones y de acción (los matrimonios, por ejemplo) que contribuyen a reproducir la categoría social objetiva. Este círculo es el del orden social (Bourdieu, 1994: 139).

La familia juega un papel muy importante en el mantenimiento del orden social y en la reproducción biológica y social, es decir, en la reproducción de la estructura del espacio social y de sus relaciones sociales. Es el espacio por excelencia de la acumulación del capital en todos sus distintos tipos y de su transmisión entre generaciones: ella conserva su unidad para la transmisión y por la trasmisión, para poder transmitir y porque está en la posibilidad de transmitir. La familia es el sujeto principal de las estrategias de reproducción. Muchos de los actos económicos tienen por «sujeto» no al *Homo economicus* singular, al estado aislado, sino a colectivos como la familia.

La teoría de Bourdieu aporta al estudio de la emancipación un marco explicativo del entorno social, del contexto en el que se inscribe, en tanto acción individual y familiar, al mismo tiempo que como una decisión de un agente a partir del *habitus* y como una decisión originada en un espacio social determinado. La emancipación no es un acto que obedezca puramente a la conciencia, es resultado del *habitus*, es decir, una decisión tomada con base en ese sentido práctico adaptado a las condiciones específicas en las que haya que actuar en su momento y con base en la posición social que le corresponde. En cierto modo, el *habitus* hace de la emancipación una decisión propia y también esperada por los demás que están en la misma posición.

Esto equivale a decir que el espacio social de los pobres, como los indígenas de México³, constriñe sus opciones, dada su situación de dominación en las relaciones sociales y la escasez de capital económico y cultural, aun cuando estas no sean una atadura infranqueable en términos de agencia. Sus estrategias de reproducción generan círculos viciosos de la pobreza, en los que la solidaridad es un deber que contribuye a encadenar a los (relativamente) más dotados con los más carentes, lo que hace de la miseria un eterno comienzo (Bourdieu, 1988).

Por otro lado, es completamente posible pensar que la emancipación forme parte de las estrategias de reproducción social. Para ejemplificarlo dentro de la temática indígena, puede pensarse cómo viven la migración los indígenas que se emancipan de su residencia en el campo y migran a las ciudades. En muchos casos, estos movimientos no implican un desapego de su tierra, de su comunidad de origen o de su familia: los lazos se mantienen a la distancia, lo cual implica comunicación, participación en las fiestas y en las faenas, reciprocidad en

3 En 2016 el 78% de la población hablante de lengua indígena era pobre (Coneval, 2017).

la ayuda que se recibe, incluido el envío de dinero. Todos estos actos forman parte de una estrategia de reproducción social claramente establecida en sus comunidades de origen. Los casos extremos, ya sea por la violencia e inseguridad que origina la delincuencia organizada en las regiones indígenas o por el desplazamiento de sus zonas de origen producto de la guerrilla o por la construcción de megaobras de interés público como presas, tienen como efecto que los jóvenes se emancipen en condiciones mucho más vulnerables y caóticas, puesto que es más difícil ofrecerles o que reciban algún tipo de ayuda por parte de sus redes sociales y familiares.

Muchas etnografías de etnias residentes en el medio rural coinciden en que la salida del hogar paterno en los grupos indígenas está asociada al matrimonio o a la migración. Si la causa principal es la unión conyugal, puede o no desembocar en la migración, pero, como ya se dijo, la unión conyugal que deriva del sistema familiar mesoamericano no implica necesariamente la emancipación, sino la coresidencia en la casa de los padres del varón (al menos por un tiempo). Por el contrario, cuando la emancipación resulta en una emigración del joven, las causas más referidas son la búsqueda de trabajo y los problemas familiares —por ejemplo, mujeres que huyen de sus padres porque las quieren casar a la fuerza, hombres que ya no quieren continuar con la labor agrícola familiar, etc.—. Cuando los jóvenes se emancipan y migran a las ciudades se constata una y otra vez en este tipo de literatura etnográfica que permanecen articulados con su familia y con su pueblo a través del envío de dinero. En cualquier caso, ya sea porque huyen de problemas familiares o porque migran para conseguir empleo, la decisión de la emancipación resulta más obligada que voluntaria. Por ejemplo: es común que la decisión misma de la emancipación constituya una estrategia de reproducción de la familia. En algunas etnias rurales se ha encontrado que los padres están dispuestos a aceptar que emigren sus hijas más que sus hijos varones (Oettinger, 1980; Méndez, 1985), porque el hecho de que los padres envíen a sus hijas como trabajadoras domésticas reduce sus gastos, ya que vivirían en casa del patrón, y permite que envíen más dinero a los familiares que permanecen en la comunidad (Oettinger, 1980: 242).

Por otra parte, la población indígena que nació en una ciudad es muy poco visible en los estudios etnográficos, por lo que es difícil saber de qué forma vive su emancipación así como el resto de su transición a la vida adulta.

Con base en lo anterior es posible formular la hipótesis de que los jóvenes indígenas urbanos tendrán una emancipación aún más restringida y menos voluntaria que el resto de los mexicanos y por supuesto que los europeos. En este artículo deseamos probar esta hipótesis, para lo cual intentaremos determinar que la prontitud de la salida de los indígenas de casa de sus padres no se da en función de la facilidad que encuentran para conseguir una posición socioeconómica parecida a la de su familia de origen y exploraremos las características sociodemográficas de la emancipación de los jóvenes indígenas comparativamente con los no indígenas en el contexto de la entrada a la vida adulta.

Fuente y metodología

La fuente de datos utilizada en el presente trabajo es la Encuesta Demográfica Retrospectiva (EDER) de 2011, de cobertura nacional de la población residente en un área urbana de México al momento de la entrevista. Su esquema de muestreo es probabilístico, bietápico, estratificado y por conglomerados y cubre 3200 viviendas. Fue un módulo anexo a la Encuesta

Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) durante el tercer trimestre de 2011. La muestra fue seleccionada en las 32 áreas urbanas y metropolitanas autorrepresentadas de la ENOE, que abarcan 86% de las áreas más urbanizadas del país.

La EDER es la única encuesta a nivel nacional que tiene información retrospectiva sobre la familia, el trabajo y la migración. Respecto a la información sobre la emancipación en México, existen solo la EDER y la Encuesta sobre la Juventud de 2010 y, de ellas, la EDER trabaja con un rango de edad más amplio, más actual y representa mejor el porcentaje de población indígena.

Una de las desventajas de la EDER es que el tamaño de muestra es —como ya se dijo— relativamente pequeño: 3200 entrevistas, de las cuales el 10% pertenece a la población indígena. Sin embargo, una de sus ventajas para el estudio es que el propio informante es quien responde a dos preguntas: si pertenece a un pueblo indígena y si habla alguna lengua indígena o dialecto, característica que ni siquiera el censo de población y vivienda incluye, ya que su cuestionario es respondido por otro informante. Con esta característica, y con las dos preguntas incorporadas, se pasa del 2,8% que corresponde a la población hablante de lengua indígena a 10% que reporta al menos una de las siguientes características: a) es hablante, b) pertenece a un pueblo indígena o c) tiene origen indígena. Si el informante respondía afirmativamente al menos a una de estas tres categorías, se lo identificaba como indígena (Vázquez Sandrin, 2016). A lo largo del texto, para abreviar, nos referiremos a este grupo poblacional como *indígenas*.

En este artículo la emancipación se mide como el fenómeno que inicia con la primera salida de Ego de la casa del padre o madre y su duración depende de que no corresida con el padre o la madre, aun cuando pueda corresidir con algún otro pariente o con los parientes de su cónyuge.

Los datos empleados carecen de información respecto a hasta qué punto la decisión de los jóvenes de emanciparse fue voluntaria o impuesta por ciertas condiciones, por lo que esto se deduce de condiciones en las que ocurre la emancipación.

Plan de análisis

Para el trabajo descriptivo utilizamos técnicas del análisis de supervivencia, apoyándonos en indicadores de intensidad y en un calendario de la emancipación. Para analizar el calendario y la intensidad de los eventos utilizamos el método de Kaplan-Meier. El análisis de la intensidad se llevó cabo a través de la proporción de los jóvenes emancipados a los treinta años, mientras que el calendario se analizó a través de la edad mediana, indicador que se refiere a la edad a la que el 50% de la población inicial no había hecho la transición al evento que se estuviera tomando en consideración. Es una mediana en el sentido del análisis de supervivencia en el que se supone que todas las personas acabarán experimentando el evento.

Para probar la hipótesis echamos mano al calendario de la emancipación y para comparar indígenas y no indígenas se estiman los casos de movilidad social intergeneracional ascendente, descendente y horizontal de las y los indígenas y no indígenas para comparar el nivel socioeconómico de los entrevistados con el de sus padres. Es necesario aclarar que en este punto se trabajó exclusivamente con la población masculina, dado el reducido número de mujeres indígenas de la muestra que trabajaban, además de que se partió del supuesto de que, en estos contextos, aunque ambos trabajaran, la posición socioeconómica del varón es crucial para definir la posición socioeconómica de la pareja. Después comparamos y

analizamos la ocurrencia de la emancipación con algunos eventos relacionados con la transición a la vida adulta, como el primer empleo, la primera unión y el primer hijo, a lo cual se agregó la trayectoria escolar y la primera migración. Estos resultados se dividen en dos grupos: en el primero se analizan por identificación étnica y en el segundo por condición migrante. La serie de curvas que figura en los resultados sobre las trayectorias de eventos presenta variaciones aleatorias por la insuficiencia de efectivos, por lo que hemos suavizado las curvas mediante un procedimiento iterativo basado en el uso de medianas móviles y de ventanas de Hann⁴ (Velleman, 1980).

Hemos analizado la historia de acontecimientos con tiempo discreto mediante una regresión logística (Allison, 2014). La variable respuesta o dependiente es binaria e indica la ocurrencia de la emancipación.

Para hacer una interpretación en términos de razones de momios, los modelos serán especificados en su forma exponencial:

$$P(q) / 1 - P(q) = e^{\alpha} * e^{\beta_{t1}} * e^{\beta_{t2}} * \dots * e^{\beta_{tn}}$$

donde:

- $P(q)$ indica la probabilidad de experimentar un evento,
- $1 - P(q)$ indica la probabilidad de no experimentarlo y,
- e^{α} y $e^{\beta_{tn}}$ son los coeficientes exponenciales que indican el intercepto y la razón de cambio en los momios de experimentar la emancipación para cada edad t (1, 2, ..., n) respecto a la edad de referencia.

Como variables independientes se han considerado, en primer lugar, la *edad* del sujeto, que se clasifica en cinco grupos: entre 15 y 19, entre 20 y 24, entre 25 y 29, entre 30 y 34, y 35 años y más. En lo que se refiere a la *educación*, se ha considerado una variable dicotómica que asume el valor de 0 mientras el sujeto no estaba emancipado y toma el valor 1 en el año en que el sujeto se emancipa. La *movilidad social de la familia de origen* se codifica en ascendente, horizontal o descendente. La variable *identificación étnica* es igual a 0 si no es indígena y a 1 si lo es. El índice de origen social (IOS) integra la información sobre los antecedentes socioeconómicos familiares que proporciona la EDER de 2011. Finalmente, la *condición migrante* se expresa como 0 si la persona no es migrante o es sedentaria y como 1 cuando el individuo es migrante.

La variable *movilidad social* se establece a partir del IOS como una medida multidimensional que incluye tres dimensiones: una económica, otra de recursos educativos y otra de estatus ocupacional del jefe económico del hogar cuando Ego tenía 15 años. En este sentido, se toma como punto de referencia el IOS del padre y de ahí se parte para determinar si este es mayor que el del entrevistado y referenciar si existe una movilidad descendente: si es igual, existe movilidad horizontal y si es menor hablamos de una movilidad ascendente.

4 Algoritmo 4235H. Twice de Velleman, el cual pertenece al conjunto de procedimientos del Análisis Exploratorio de Datos de John Tukey.

Cuadro 1
Descripción de variable para el análisis multivariado

Variable dependiente	Categorías
Emanciparse	(0) No emancipado
	(1) Sí emancipado
Variables independientes	Categorías
Grupos de edad	(1) 15-19
	(2) 20-24
	(3) 25-29
	(4) 30-34
	(5) 35 y más
Asistencia escolar	(0) No asiste
	(1) Asiste
Movilidad social	(1) Ascendente
	(2) Horizontal
	(3) Descendente
Identificación étnica	(0) No indígena
	(1) Indígena
Índice de origen social	(1) Bajo
	(2) Medio
	(3) Alto
Condición migrante	(0) No
	(1) Sí

Nota: El índice de origen social incluye variables como la escolaridad de ambos padres, el estatus de la ocupación, la posesión de bienes, los activos y los servicios en la vivienda cuando la persona tenía 15 años de edad.

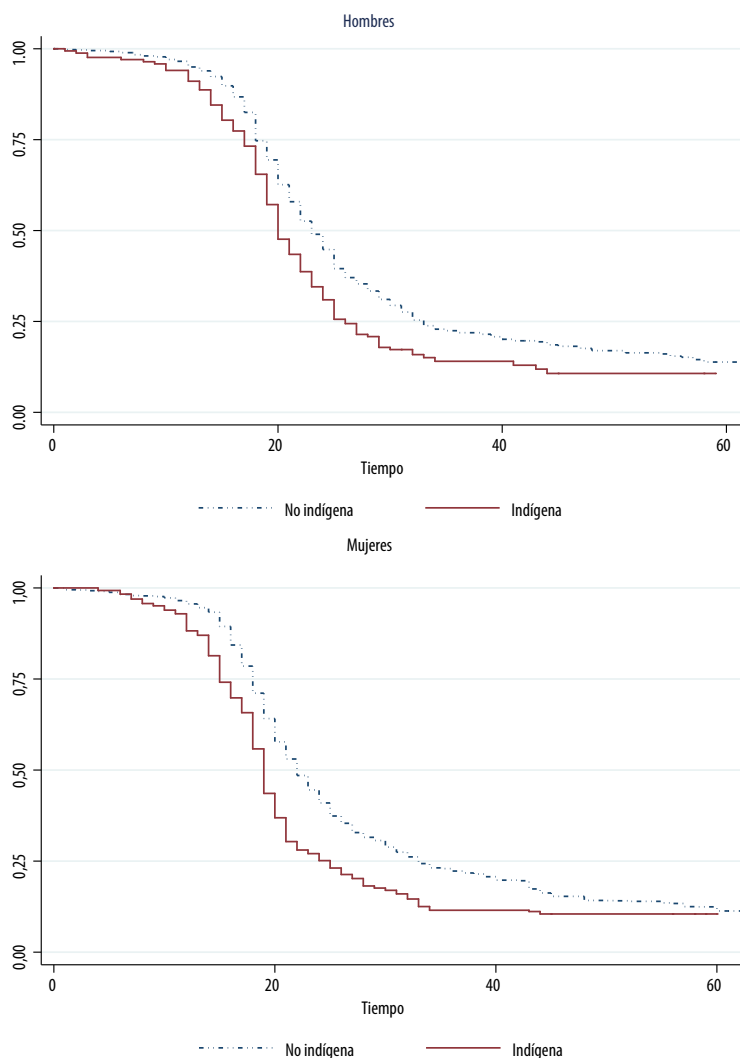
Fuente: Elaboración propia con base en la información de la EDER de 2011

Resultados

Calendario e intensidad de la emancipación de los jóvenes urbanos

Nuestro primer resultado prueba que la población indígena —hombres y mujeres— se emancipa más precozmente que la población no indígena, para lo cual comparamos la edad mediana a la salida de casa de los padres. En el gráfico 1 se observa que la población indígena tiene un calendario más precoz con respecto a la no indígena, es decir, la edad mediana a la emancipación de los hombres indígenas (veinte años) es cuatro años menor que para los no indígenas (24 años). Para las mujeres la situación es muy similar, ya que las indígenas se emancipan tres años antes (a los 19 años) que las no indígenas (a los 22).

Gráfico 1
Curvas de supervivencia de la emancipación de los jóvenes urbanos según sexo y condición indígena



Fuente: procesamiento de los microdatos de la EDER de 2011

Al igual que se pudo observar con la edad mediana, la proporción de los jóvenes indígenas (hombres o mujeres) que se emancipan a los treinta años de edad también es superior a la de los no indígenas (tabla 1). La proporción de hombres que se emancipan a esta edad es superior si se trata de indígenas (85,5%), incluso respecto a los hombres del estrato bajo (82,3%). Respecto a las mujeres, la proporción de mujeres indígenas es todavía superior (88,1%) a la de los hombres indígenas y a la de las mujeres de estrato bajo (82,9%). En este sentido, si la propensión a emanciparse fuera una función de la condición socioeconómica del hogar paterno, esto ubicaría a los indígenas, y sobre todo a las indígenas, en una peor situación socioeconómica incluso que la del estrato bajo. Estos resultados van en línea con lo que ya se sabía de la

literatura respecto a que los hombres y mujeres tienen menor propensión de emanciparse si provienen de hogares con mayores ingresos (Pérez-Amador, 2006).

Tabla 1
Proporción de personas según su condición de emancipación a los treinta años

	Categoría	Indígena	Estratos			Total
			Bajo	Intermedio	Alto	
Hombre	No emancipado	14,4	17,7	19,7	20,6	18,6
	Emancipado	85,6	82,3	80,3	79,4	81,4
	Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Mujer	No emancipada	11,9	17,1	17,5	19,3	17,4
	Emancipada	88,1	82,9	82,5	80,7	82,6
	Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fuente: procesamiento de los microdatos de la EDER de 2011

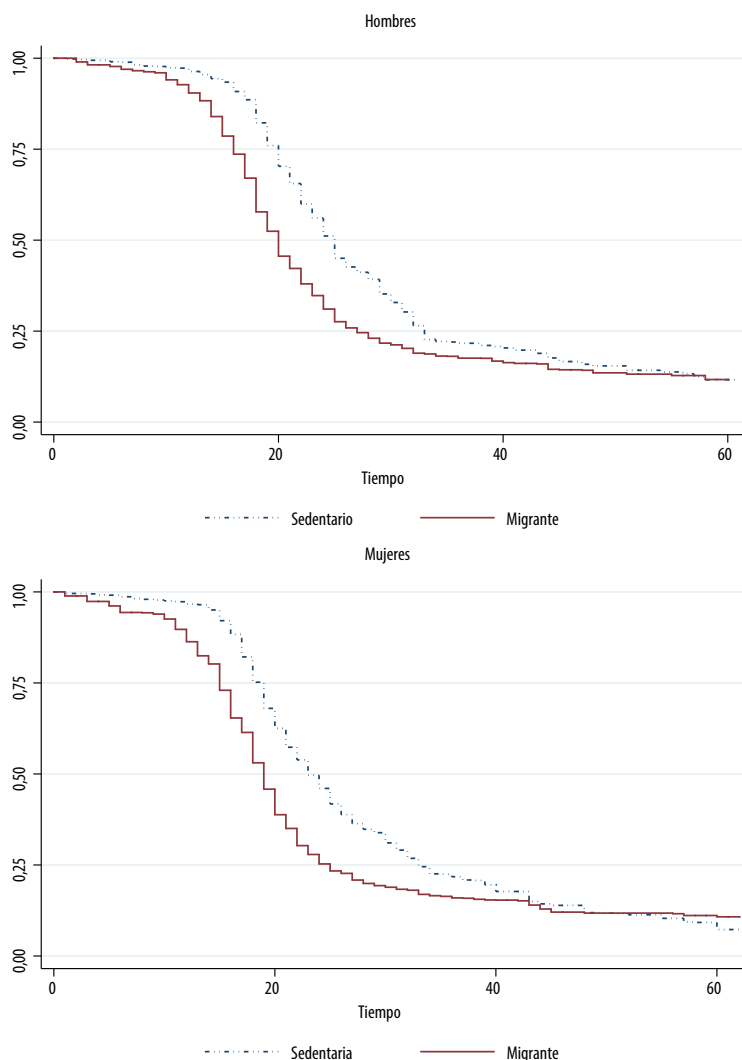
Es bien conocido que en México la mayor parte de la población indígena es rural; incluso la población que residía en ciudades en el momento de la encuesta había nacido y se había socializado en una localidad rural (se consideran como rurales aquellas menores de 15.000 habitantes). De hecho, el 59% de los hombres indígenas nació en el medio rural —contra 25% de los no indígenas— y también lo hizo 61% de las mujeres indígenas —contra 23% de las que no lo son—.

Por lo anterior, para casi todos ellos la residencia en la ciudad involucró una migración, lo cual pudo haber influido en la precocidad de la emancipación de la población indígena estudiada. Para corroborar esta influencia comparamos el calendario de la emancipación entre migrantes y sedentarios de la población en general de ambos sexos y, efectivamente, en el análisis observamos que, sin la distinción de la condición indígena, la migración está asociada a un calendario más joven de la emancipación tanto para hombres como para mujeres (gráfico 2).

Con base en estos primeros resultados, es claro que la pertenencia a un estrato social bajo y la experiencia migratoria son factores que influyen en la emancipación temprana y al mismo tiempo caracterizan a la población indígena urbana. Nos parece aceptable interpretar el bajo estrato social como un condicionante, un contexto impuesto por la estructura social, mientras que la migración interna, por el contrario, es típicamente una estrategia dirigida a la búsqueda de oportunidades laborales o educativas.

Es por esto que es necesario profundizar más adelante en cuáles son las relaciones entre la migración de la población indígena estudiada y la emancipación tanto para hombres como para mujeres. Sin embargo, antes probaremos la hipótesis que señala que los jóvenes indígenas tienen una salida del hogar familiar más obligada por las características de su entorno vital que la de los jóvenes no indígenas.

Gráfico 2
Curvas de supervivencia de la emancipación de los jóvenes urbanos según sexo y condición migrante



Fuente: procesamiento de los microdatos de la EDER de 2011

Prueba de hipótesis sobre la movilidad laboral y la emancipación de los hombres urbanos

Ya se mencionó anteriormente la hipótesis de que los jóvenes indígenas urbanos tendrán una emancipación aún más restringida y menos voluntaria que el resto de la población urbana. Para probarla, deseamos rechazar que la precocidad de la salida de casa de los padres de los indígenas dependa de la factibilidad de conseguir una posición socioeconómica parecida a la de su familia de origen, como ocurre en contextos europeos. Pero ¿por qué rechazamos este argumento? Pues porque de ello depende que la decisión de emanciparse corresponda a la voluntad del individuo, a una decisión basada en un cálculo racional entre costos

y beneficios. En ello va implícito que el joven busca un bien como la autonomía y la independencia. Entonces, rechazar que esto ocurra en el caso de los indígenas no prueba que se emancipen por condiciones restrictivas y por la insuficiencia de recursos, pero al menos deja abierta esa posibilidad y establece una diferencia.

Como puede apreciarse en la tabla 2, la proporción de hombres no indígenas que a los treinta años se había emancipado y que había alcanzado o superado el nivel ocupacional de su padre, es mayor a la proporción de los que, habiendo alcanzado o superado a su padre, no se emanciparon. Es decir que en el caso de los hombres no indígenas sí se confirma que la movilidad laboral pudo haber sido un factor en la decisión de emanciparse, aunque en el caso de los indígenas varones esta relación no se confirma.

Tabla 2
Distribución porcentual de la movilidad laboral
y la emancipación de los varones no indígenas a los treinta años

Tipo de movilidad	No emancipados	Emancipados	Total
Ascendente u horizontal	78,2	81,0	80,5
Descendente	21,8	19,0	19,5
Total	100,0	100,0	100,0

Fuente: procesamiento de los microdatos de la EDER de 2011

Por otro lado, como podemos apreciar en la tabla 3, la proporción de varones indígenas que tuvieron una movilidad laboral ascendente u horizontal a los treinta años y se emanciparon (76,3%) es menor que la de aquellos que no se emanciparon (80,0%). Para comprender mejor el proceso de la emancipación de los jóvenes indígenas es necesario analizarlo en el contexto del resto de las transiciones de entrada a la vida adulta.

Tabla 3
Distribución porcentual de la movilidad laboral
y la emancipación de los varones indígenas a los treinta años

Tipo de movilidad	No emancipados	Emancipados	Total
Ascendente u horizontal	80,0	76,3	76,7
Descendente	20,0	23,7	23,3
Total	100,0	100,0	100,0

Fuente: procesamiento de los microdatos de la EDER de 2011

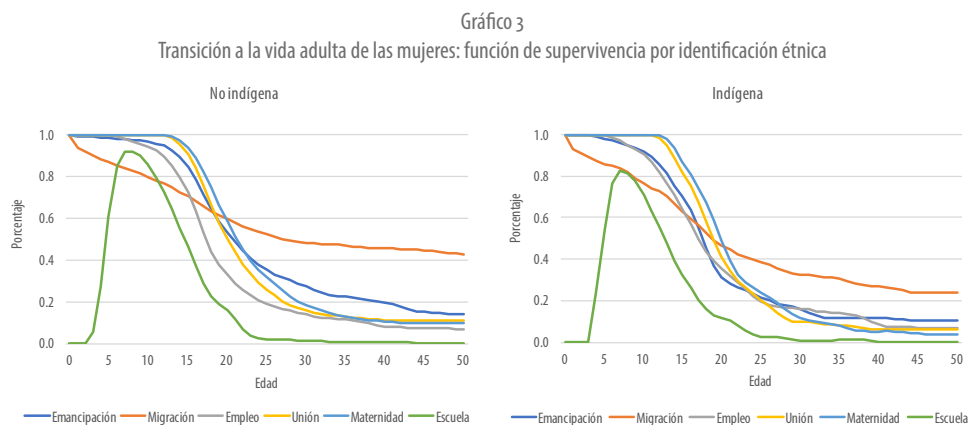
Trayectorias de entrada a la vida adulta de los jóvenes urbanos según condición indígena

En la población estudiada podemos ver que la secuencia de las transiciones de entrada a la vida adulta (finalización de la escuela, empleo, emancipación, unión y maternidad) sigue un orden normativo tanto para indígenas como para no indígenas (gráfico 3), salvo porque la asociación temporal de estas transiciones marca diferencias entre estos grupos poblacionales.

Si nos centramos en primera instancia en las mujeres, podemos decir que la edad mediana de salida de la escuela de las no indígenas es prácticamente la misma que la de las indígenas, es decir, catorce años. A menudo, las no indígenas ingresan a su primer trabajo a una edad mediana de 19 años, mientras que las indígenas trabajan por primera vez a los 18 años. En eventos que suelen ocurrir más tarde podemos observar más diferencias entre estas dos poblaciones. Un claro ejemplo es la emancipación: mientras que ocurre alrededor de los 22 años en las mujeres no indígenas, entre las indígenas inicia una edad mediana de 19 años.

Llegados a este punto podemos decir que las transiciones siguen un orden de eventos muy parecido; sin embargo, entre las no indígenas la emancipación ocurre simultáneamente con la primera unión (22 años), la primera maternidad se considera frecuentemente como el último evento en la transición a la vida adulta, en este caso a los 23 años. Finalmente, la primera migración sucede a los 29 años (gráfico 3).

Entre las mujeres indígenas la migración suele acontecer a la misma edad mediana que la emancipación (19 años). Respecto a la primera unión, la edad mediana es a los veinte años y a los 21 tienen a su primer hijo (gráfico 3). Para ellas, la edad mediana a la entrada al mercado laboral es habitualmente la misma que la mediana a la emancipación, mientras que la de la entrada en unión suele ser igual a la edad mediana a la migración. Respecto a esto se pueden plantear algunas hipótesis. La primera es que la salida del hogar paterno es una estrategia familiar y que la entrada al mercado de trabajo es una necesidad tanto individual como familiar. La segunda hipótesis es pensar que la primera unión es un evento que toda mujer debe seguir para cumplir con lo que se espera de ella según las normas sociales y culturales: si no se puede lograr la neolocalidad (*el casado casa quiere*), entonces la opción sería cohabitar en casa de la pareja, como dicta la costumbre y, poco tiempo después, tener el primer hijo.



Nota: curvas suavizadas.

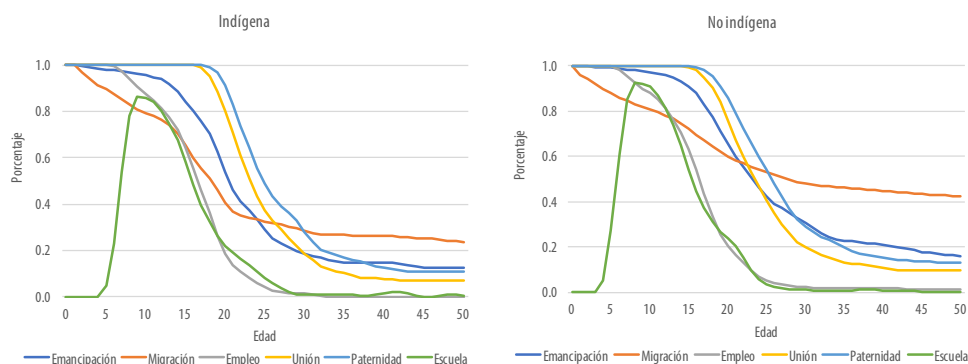
Fuente: procesamiento de los microdatos de la EDER de 2011

Asimismo, la primera migración es un fenómeno con un calendario mucho más temprano para las indígenas, lo cual puede estar relacionado con el proceso de entrada a la vida adulta de esta población. Para las mujeres no indígenas, la primera migración ocurre más tarde, frecuentemente después del primer hijo. Es decir, la migración suele ocurrir más tarde del evento que suele concluir con la transición a la vida adulta de las mujeres no indígenas.

Por su parte, los hombres no indígenas suelen terminar la escuela e ingresar a su primer trabajo a una edad mediana de 17 años. Del mismo modo, se emancipan y se unen por primera vez a una edad mediana de 24 años, a los 26 años tienen su primer hijo y la edad mediana a la primera migración es habitualmente a los treinta años. Como en el caso de las mujeres, el calendario de la emancipación frecuentemente está asociado a la mediana de la unión (gráfico 4).

Los hombres indígenas terminan sus estudios y comienzan a trabajar a una edad mediana de 16 años y suelen migrar a los 18 años, se emancipan a los veinte años, se unen por primera vez a los 22 años e inician la paternidad a los 24 años. A diferencia de los hombres no indígenas y de las mujeres —indígenas o no indígenas—, la edad mediana a la emancipación del hombre indígena residente en el medio urbano al momento de la entrevista no está claramente asociada a la de la migración o a la de la unión.

Gráfico 4
Transición a la vida adulta de los hombres: función de supervivencia por identificación étnica



Nota: curvas suavizadas.

Fuente: procesamiento de los microdatos de la EDER de 2011

De hecho, la edad mediana a la migración suele anticipar al calendario de la emancipación, lo cual podría suponer que en algunos casos se migre con la familia y después se dé la emancipación. Todo parece indicar que los eventos con un calendario más temprano en la transición a la vida adulta (el empleo, la migración y la emancipación) son parte de una preparación por calificarse como fuerza de trabajo para cumplir con su rol de proveedor una vez establecido el hogar propio. Durante esta preparación en la soltería, sería de esperar que esté transfiriendo parte de sus recursos económicos a su familia además de cumplir con sus obligaciones comunitarias en su pueblo de origen o de pagar por ellas.

En aras de ilustrar las difíciles condiciones laborales que enfrentan los indígenas al momento de la emancipación presentamos los tipos de ocupación que tenían al momento de su emancipación. Valga mencionar que entre los hombres indígenas la ocupación más frecuente en el mismo año en que se emanciparon era la más baja en la escala (manual no calificado), mientras que para los no indígenas fue una categoría superior (manual), y que para las mujeres indígenas también era la ocupación más baja en la escala (manual no calificado), mientras que para las no indígenas eran las no manuales (dos categorías más arriba) (tabla 4).

Tabla 4
Distribución porcentual de la ocupación al momento de la emancipación

Grupos ocupacionales	Hombres		Mujeres	
	Indígenas	No indígenas	Indígenas	No indígenas
Profesionistas y directivos	4,1	6,0	1,6	7,8
No manuales calificados	8,5	12,2	15,1	15,9
No manuales	14,0	17,3	24,2	39,4
Manuales	26,7	33,5	11,0	17,0
Manuales no calificados	46,7	31,0	48,0	19,8
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

Fuente: procesamiento de los microdatos de la EDER de 2011

La trayectoria escolar está muy fuertemente asociada al sexo, tanto para indígenas como para no indígenas. La edad mediana a la finalización de la trayectoria escolar entre las mujeres tiene un calendario más temprano que el de su entrada al mundo laboral, mientras que en el caso de los hombres el calendario de la salida de la escuela es parecido al del inicio de la vida productiva.

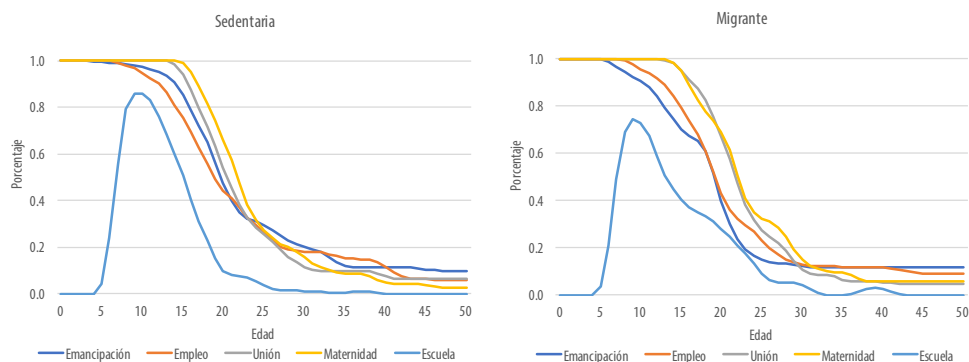
Trayectorias de entrada a la vida adulta de los jóvenes urbanos indígenas según condición migrante

Dado que la intensidad y el calendario de la primera migración son tan distintos según condición étnica, y que es más temprano que el calendario de la emancipación, nos preguntamos a continuación si para los indígenas migrar o no migrar tiene el mismo efecto sobre la precocidad de la emancipación que encontramos al comparar indígenas y no indígenas o si, por el contrario, se trata de un rasgo propio de ser indígena urbano y la migración no haría diferencia.

Entre las mujeres sedentarias, el calendario del empleo, la emancipación, la unión y la maternidad es muy parecido, mientras que entre las mujeres migrantes la emancipación y el empleo son más tempranos y se postergan alrededor de dos años la unión y la maternidad (gráfico 5). Aun así, el tiempo mediano que transcurre entre la emancipación y la primera unión de las mujeres sedentarias es habitualmente de un año y entre las migrantes es de tres, dos años antes que los varones indígenas migrantes, lo cual coincide con una diferencia normativa de género que valoriza en la mujer la unión y el rol doméstico, mientras que el mercado de trabajo es adjudicado mayormente a los hombres.

Respecto a la edad mediana de las transiciones de entrada a la vida adulta de las mujeres indígenas encontramos que para las mujeres indígenas migrantes el primer empleo y la emancipación suelen ser a los 19 años; la primera unión es a los 22, y el primer hijo, a los 22. Para las mujeres indígenas sedentarias, el primer empleo es a los 18 años; la emancipación, a los 19; la primera unión es a los veinte, y el primer hijo, a los 21. Como se puede apreciar, en el caso de las mujeres indígenas migrantes la entrada a la vida adulta tiene un calendario más tardío comparado con el de las sedentarias, al contrario de lo que ocurre con los hombres.

Gráfico 5
Transición a la vida adulta de las mujeres: función de supervivencia por condición migrante

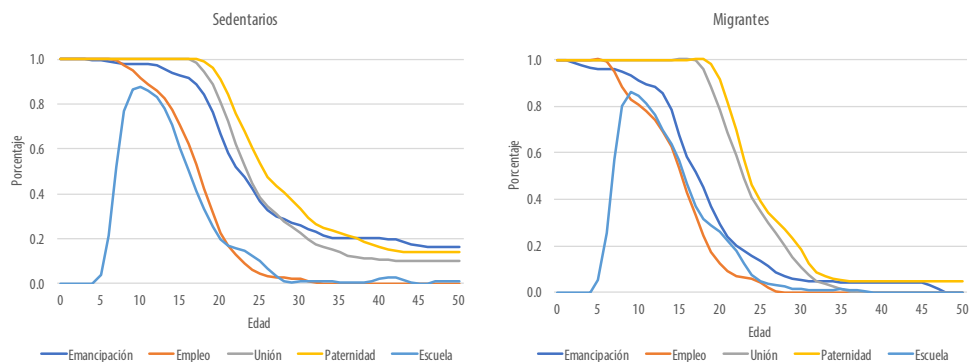


Nota: curvas suavizadas.

Fuente: procesamiento de los microdatos de la EDER de 2011

En el caso de las mujeres indígenas, la edad mediana de la emancipación es la misma para las migrantes y para las sedentarias (19 años). En el caso de los hombres podemos comprobar que, aun considerando únicamente a los indígenas, la edad a la emancipación va a variar mucho cuando se separan los migrantes y sedentarios (gráfico 6).

Gráfico 6
Transición a la vida adulta de los hombres: función de supervivencia por condición migrante



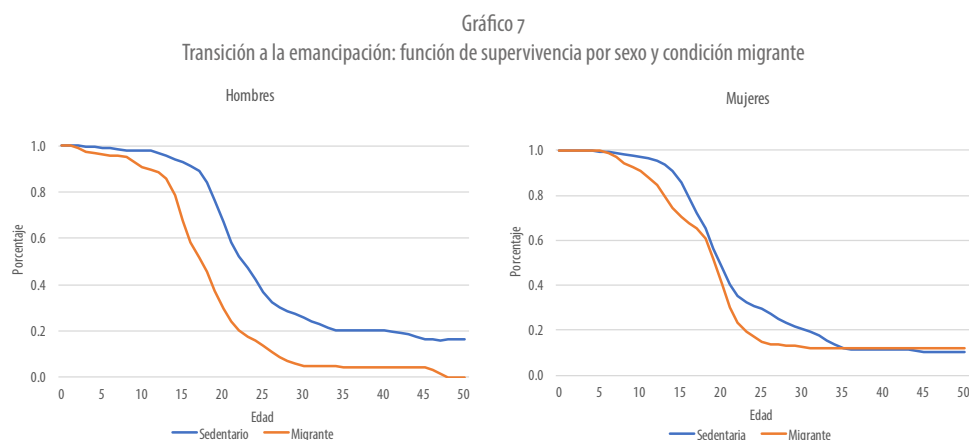
Nota: curvas suavizadas.

Fuente: procesamiento de los microdatos de la EDER de 2011

Al centrarnos en las edades medianas de los eventos relacionados con la transición a la vida adulta de los indígenas por sexo y condición de migrantes, podemos decir que, con frecuencia, en la vida de los hombres indígenas migrantes el primer empleo ocurre a los 15 años; la emancipación, a los 17; la primera unión, a los 22, y el primer hijo, a los 23 años. En los hombres indígenas sedentarios, la edad mediana al primer empleo es a los 17 años; la emancipación, a los 22; la primera unión, a los 23, y el primer hijo, a los 25. Si se comparan estas cifras, se puede observar que entre los migrantes hombres indígenas todos los eventos

ocurren antes que para los sedentarios, pero la emancipación ocurre con mucha anticipación, con una diferencia de cinco años, y a una edad muy precoz (17 años).

Si se comparan ambos sexos, se puede apreciar que en los hombres indígenas el calendario de la salida de la escuela corresponde frecuentemente al del primer empleo, mientras que para las mujeres indígenas esto no ocurre, ya que los calendarios de estos dos eventos están disociados. Entre los hombres indígenas sedentarios la edad mediana a la emancipación generalmente es muy parecida a la de la primera unión. En los hombres indígenas migrantes, el calendario de la emancipación es anterior al del empleo (gráfico 6). En ambos casos la edad mediana a la emancipación es menor a la de la primera unión; sin embargo, existe una diferencia importante en el calendario de la primera unión entre sedentarios y migrantes. Podríamos suponer que los migrantes son personas que inician la vida adulta durante la adolescencia, apenas salidos de la niñez, lejos del amparo de sus padres, en condiciones de vulnerabilidad, dada la inexperiencia propia de su edad en un mundo regido por los mayores.



Nota: curvas suavizadas.

Fuente: procesamiento de los microdatos de la EDER de 2011

Que el calendario de salida del hogar paterno sea habitualmente anterior al de la unión podría suponer que corresponde a lo normativamente establecido. En cambio, cuando la emancipación obedece a la necesidad de insertarse en el mercado de trabajo podría deberse a una constricción de la estructura social por conseguir un empleo. Como corolario a este apartado se puede afirmar que para los indígenas haber migrado o ser sedentarios establece diferencias notables entre los hombres, fundamentalmente en el sentido de que los migrantes se emancipan mucho más temprano (gráfico 7), mientras que para las mujeres no se observan diferencias relevantes.

Características sociodemográficas y de la salida del hogar familiar

En la última parte de la investigación ajustamos dos modelos logísticos de tiempo discreto por sexo (los modelos estimados para hombres y mujeres por separado siguen la misma lógica) para estimar la probabilidad de emanciparse. Los efectos de las variables independientes introducidas en el modelo se expresan en forma de *odds ratio* (OR) y se resumen en la tabla 5. En nuestros resultados se pueden observar situaciones muy similares tanto para hombres

como para mujeres. En primer lugar, observamos que el efecto de la edad no es lineal y que la mayor oportunidad de emanciparse se da conforme aumenta la edad. Es decir, tener entre veinte y 24 años aumenta cerca de tres veces la probabilidad de emanciparse para hombres o mujeres, respecto al grupo de edad de 15 a 19 años. Esto puede estar relacionado con el aumento del tiempo que la población permanece en el sistema educativo y con que finaliza sus estudios a mayor edad. Definitivamente, es por ello por lo que los OR se disparan a partir de los 25 años y más.

Como era de esperarse, encontramos que el efecto relativo de la asistencia escolar indica que la posibilidad de salir del hogar familiar aumenta si el individuo está fuera del sistema educativo, por lo que se podría decir que estar estudiando sería un factor que inhibe la emancipación.

Tabla 5
Resultados de los modelos logísticos de tiempo

Variables independientes	Hombres	Mujeres
	Odds ratio	
Grupos de edad		
15-19 (ref.)	1,000	1,000
20-24	3,354**	3,254**
25-29	7,145**	5,921**
30-34	12,391**	8,302**
35 y más	28,237*	14,278**
Asistencia escolar		
No asiste (ref.)	1,000	1,000
Asiste	0,613**	0,333**
Movilidad social		
Ascendente (ref.)	1,000	
Horizontal	0,727**	
Descendente	0,756**	
Identificación étnica		
No indígena (ref.)	1,000	1,000
Indígena	1,271**	1,650**
Índice de origen social		
Bajo (ref.)	1,000	1,000
Medio	0,918**	0,887**
Alto	0,8385**	0,680**
Condición migrante		
No (ref.)	1,000	1,000
Sí	2,582**	2,409**

Significancia estadística: ***p<0,01; **p<0,05 y *p<0,10

Fuente: procesamiento de los microdatos de la EDER de 2011

En lo que respecta a una de las variables más importantes en nuestro modelo —la movilidad social—, podemos decir que si los hijos tienen una movilidad horizontal respecto a sus padres estos presentan un OR más bajo con respecto a los que tienen una movilidad ascendente, lo cual significa que la emancipación en el caso de los jóvenes urbanos en México no depende de la factibilidad de conseguir una posición socioeconómica parecida a la de su familia de origen, como sí ocurre entre la población europea. En el caso de la movilidad social horizontal o descendente, tener una movilidad horizontal reduce el OR de salir de casa de los padres un 27%, mientras que la movilidad descendente la disminuye un 24%, en referencia a haber alcanzado una posición social mejor a la de los padres. Una de las variables clave en nuestro análisis es la condición indígena, pues a lo largo de la literatura queda claro que esta población tiene mayor carencia de recursos y menor acceso a los servicios de cualquier índole. En este sentido, podemos observar que la población indígena tiene una mayor propensión a emanciparse que la no indígena. El OR para los hombres indígenas aumenta casi 1,3 veces en relación con los hombres no indígenas, mientras que para las mujeres indígenas esta razón aumenta hasta 1,6 veces en relación con las no indígenas. Si consideramos el índice de origen social, los hijos de los padres de clase media y alta tienen un OR de emancipación inferior a la de los de hijos de padres de clase baja. Como esta es una medida resumen de los antecedentes socioeconómicos de la familia de origen, es posible pensar que los hijos de padres con una situación socioeconómica desventajosa salen de casa de sus padres de manera no voluntaria y con base en esta misma situación poco favorable para seguir con sus estudios o esperar a encontrar un empleo bien avenido.

Finalmente, ser migrante refleja un OR positivo, lo que quiere decir que está relacionado con la emancipación de la población. Migrar suele estar relacionado entre los hombres con las pocas oportunidades de empleo en su localidad o ciudad de trabajo, mientras que en las mujeres, aunque cobre cada vez más fuerza migrar para insertarse en la actividad laboral, sigue teniendo sentido la movilidad en cuanto a la formación de una familia.

Conclusiones

La emancipación de los jóvenes indígenas urbanos en México, hombres y mujeres, es más precoz que la de sus pares no indígenas, aun considerando constantes la migración, el estrato social de origen, la edad, la asistencia a la escuela y la movilidad social intergeneracional.

Se rechaza la hipótesis de que los indígenas se emancipen como resultado de haber alcanzado como mínimo la misma posición socioeconómica de su familia de origen, hipótesis que no fue posible rechazar para los hombres no indígenas.

Así, para probar la hipótesis de que los jóvenes indígenas urbanos tendrán una emancipación aún más restringida y menos voluntaria que el resto de la población urbana, se compendiaron las evidencias que se mencionan a continuación.

Puede deducirse que existe constricción de la estructura social sobre la decisión libre de los individuos cuando la acción social sigue patrones sociales tradicionales y normativos, como los que se observaron en términos de las diferencias de género y en la secuencia normativa de los eventos de entrada a la vida adulta.

En lo que respecta a las primeras, los indígenas estudiados presentan roles drásticamente segmentados por género, que llevan a los hombres al mercado de trabajo y a las mujeres al mercado matrimonial, lo cual se aprecia a su vez en que los varones se encuentran asistiendo

a la escuela cuando inician su primer empleo, mientras que las niñas, y sobre todo las indígenas, han abandonado la escuela años antes de iniciar el primer empleo. Para las mujeres indígenas la trayectoria de la emancipación y la migración antecede directamente a la unión, lo cual establece un principio de causalidad, mientras que para el hombre indígena la emancipación no está claramente asociada ni con la migración ni con la unión conyugal, por lo que trabaja como soltero varios años antes de fundar su propia familia.

En lo relativo a la secuencia normativa de los eventos de entrada a la vida adulta (finalización de la escuela, empleo, emancipación, unión y maternidad), si bien no es exclusiva de los indígenas, muestra la ausencia de otras secuencias más innovadoras, como la prolongación de los estudios acompañada de la emancipación o la emancipación sin unión conyugal, etcétera.

El aspecto involuntario o forzado de la decisión de abandonar el hogar de los padres para las mujeres y hombres indígenas se interpreta a partir de las malas condiciones en que este fenómeno se produce en sus vidas, que difícilmente pueden haber sido aceptadas voluntariamente. Las evidencias en este sentido consisten en que cuando se emancipan se encuentran ocupando los peores puestos en el mercado laboral; la emancipación ocurre durante la adolescencia apenas terminada la infancia, en una etapa de la vida en que el juego y la socialización son importantes para su desarrollo, y, muy a menudo, supone residir fuera de sus lugares de origen, donde los jóvenes posiblemente carezcan de las redes sociales necesarias para superar con éxito los riesgos que supone este tipo de situaciones.

El conjunto de la evidencia y su interpretación coincide con que las y los jóvenes indígenas salen «expulsados» de sus hogares paternos debido una estrategia de reproducción familiar y comunitaria, lo cual es muy diferente a emanciparse por un acto voluntario en busca de la independencia y la autonomía.

Por último, mencionamos que la migración, un aspecto poco estudiado en relación con este fenómeno, es una poderosa variable predictiva de la emancipación y adelanta el calendario de dicho fenómeno, tanto en hombres como en mujeres, indígenas y no indígenas. En el caso de los indígenas estudiados, la mayoría migró del campo a la ciudad, donde fueron entrevistados. Las mujeres indígenas migran a una edad mediana más joven que la de la emancipación, mientras que el calendario de migración de los hombres indígenas es más tardío al visto para su emancipación, lo cual podría implicar que hayan migrado con sus familias.

Referencias bibliográficas

- ALLISON, P. (2014), *Event History and Survival Analysis*, Quantitative Applications in the Social Sciences, n.º 46, Thousand Oaks: SAGE.
- BERNARDI, F. (2007), «Movilidad social y dinámicas familiares. Una aplicación al estudio de la emancipación familiar en España», en *Revista Internacional de Sociología (RIS)*, vol. LXV, n.º 48, pp. 33-54, doi: 10.3989/ris.2007.i48.67
- BOURDIEU, P. (1988), *La distinción. Criterio y bases sociales del gusto*, Madrid: Taurus.
- (1994), *Raison pratiques. Sur la théorie de l'action*, París: Éditions du Seuil.
- COLOM ANDRÉS, M. C. y MOLÉS MACHÍ, M. C. (2016), «Emancipación familiar en España. Análisis del comportamiento de los jóvenes en 1990, 2000 y 2010», en *Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa*, vol. 22, pp. 120-138, en: <<https://www.upo.es/revistas/index.php/RevMetCuant/article/viewFile/2342/1924>>, acceso: 28/7/2018.

- CONSEJO NACIONAL DE EVALUACIÓN DE LA POLÍTICA DE DESARROLLO SOCIAL (CONEVAL) (2017), *Comunicado de prensa No. 09 Coneval informa la evolución de la pobreza 2010-2016*, en: <<https://www.coneval.org.mx/SalaPrensa/Comunicadosprensa/Documents/Comunicado-09-Medicion-pobreza-2016.pdf>>, acceso: 28/7/2018.
- EASTERLIN, R. (1976), «The conflict between aspirations and resources», en *Population and Development Review*, vol. 2, n.º 3/4, pp. 417-426, en <https://www.jstor.org/stable/1971619?seq=1#page_scan_tab_contents>, acceso: 28/7/2018.
- ECHARRI-CÁNOVAS, C. J. y PÉREZ-AMADOR, J. (2017), «En tránsito hacia la adultez: eventos en el curso de vida de los jóvenes en México», en *Estudios Demográficos y Urbanos*, vol. 22, n.º 1, pp. 43-77, en: <<http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31222103>>, acceso: 28/7/2018.
- JURADO GUERRERO, T. (1997), «Un análisis regional de los modelos de convivencia de los jóvenes españoles. Las cuatro Españas de la emancipación familiar», en *Revista de Estudios de Juventud. Juventud y Familia*, vol. 39, pp. 17-35.
- MÉNDEZ Y MERCADO, L. I. (1985), *Migración. Decisión involuntaria*, Ciudad de México: Instituto Nacional Indigenista.
- OETTINGER, M. (1980), *Una comunidad tlapaneca. Sus linderos sociales y territoriales*, Ciudad de México: Instituto Nacional Indigenista.
- PÉREZ-AMADOR, J. (2006), «El inicio de la vida laboral como detonador de la independencia residencial de los jóvenes en México», en *Estudios Demográficos y Urbanos*, vol. 21, n.º 1, pp. 7-47, en: <<http://estudiosdemograficosyurbanos.colmex.mx/index.php/edu/article/view/1260/1253>>, acceso: 28/7/2018.
- ROBICHAUX, D. (2011), «Desreificando al indígena en México: hacia una definición sociodemográfica», en VÁZQUEZ SANDRIN, G. y REYNA BERNAL, A. E. (coords.), *Retos, problemáticas y políticas de la población indígena en México*, Ciudad de México: Lito-Grapo-UAEH.
- TORRADO, S. (1981), «Sobre los conceptos de «estrategias familiares de vida» y «proceso de reproducción de la fuerza de trabajo»: notas teórico-metodológicas», en *Demografía y Economía*, vol. 15, n.º 2, pp. 204-233, doi: 10.24201/edu.v15i02.512
- VÁZQUEZ SANDRIN, G. (2016), «Poblaciones indígenas urbanas en México y su comportamiento reproductivo», en ZAVALA-COSÍO, M. E.; COUBÈS ZAVALA, M. L. y SOLÍS, P. (coords.), *Generaciones, curso de vida y desigualdad social en México*, Ciudad de México: El Colegio de México-El Colegio de la Frontera Norte, en <<https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-01547839/document>>, acceso: 4/8/2018.
- VELLEMAN, P. (1980), «Definition and Comparison of Robust Nonlinear Data Smoothing Algorithms», en *Journal of the American Statistical Association*, vol. 75 (371), pp. 609-615.

Isalia Nava Bolaños¹ y Laura Acosta²
en diálogo con Roberto Ham Chande³

Conexiones demográficas⁴

«El gran reto no se encuentra en el envejecimiento demográfico en sí mismo, sino en el comportamiento social y económico ante tal proceso»

Las estadísticas de la revisión 2017 del informe *Perspectivas de la población mundial* que elabora la División de Población de la Organización de la Naciones Unidas (ONU) estiman que en 2015 la población de sesenta y más años fue el 12,3% de la población mundial y que aumentará al 21,3% en 2050. A partir de estas cifras se hace necesaria una reflexión sobre el proceso de envejecimiento y sus efectos y desafíos en las políticas públicas. Ese es el propósito y contenido de esta entrevista, para la que se buscó la voz de un experto y pionero en el tema de envejecimiento.

En lo que sigue, dialogamos con Roberto Ham Chande, profesor-investigador de El Colegio de la Frontera Norte, con estudios de doctorado en Demografía en la Université de Paris-Nanterre, con amplios reconocimientos por sus contribuciones al conocimiento de los problemas demográficos, incluyendo el Premio Nacional de Demografía de México en 2009.

En la segunda década del siglo XXI la región de América Latina y el Caribe (ALyC) enfrenta importantes cambios socioeconómicos, políticos y demográficos. En relación con estos últimos, el envejecimiento demográfico se juzga como un «proceso cierto e inevitable», pero con especificidades. ¿Cuáles son las principales particularidades que atañen a la región?

Es cierto que existe un proceso de envejecimiento demográfico a nivel mundial que se manifiesta en un incremento en números absolutos y porcentuales de la población en edades avanzadas. En la actualidad, aproximadamente una de cada diez personas tiene sesenta años o más, pero en el año 2050 se estima que será una de cada cinco personas.

Este envejecimiento demográfico es consecuencia de la transición demográfica, específicamente del declive de las tasas de fecundidad junto con el descenso de la mortalidad infantil y el aumento de la esperanza de vida. En este proceso, los países están siguiendo distintos parámetros. Algunos están ya muy adelantados. Ya sabemos de países como Japón, donde

1 Doctora en Demografía, El Colegio de México.

2 Doctora en Demografía, Universidad Nacional de Córdoba.

3 Doctor en Demografía, Universidad de París Nanterre.

4 Documento elaborado en el marco de las actividades de la Red de Envejecimiento de la Asociación Latinoamericana de Población.

más del 30% de la población tiene sesenta años o más, o de países europeos como Italia, Portugal, Finlandia, Alemania o España con números elevados de personas mayores.

En el caso de ALyC el proceso de transición demográfica no es uniforme. Países como Uruguay, Cuba y Puerto Rico están en una fase muy avanzada de la transición y Argentina, Chile y Costa Rica, en transición avanzada. La mayoría de los países, como Colombia, Ecuador, El Salvador, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana y Venezuela, se encuentran en una fase intermedia. Solo algunos países del Caribe y de Centroamérica, como Belice, Bolivia y Guatemala, pueden clasificarse como países de transición moderada.

Al mismo tiempo, en la mayoría de los países de la región el proceso de transición demográfica, y el consecuente envejecimiento ocurre con mayor *rapidez*. Esta mayor velocidad se relaciona con la dinámica demográfica, pero sobre todo con los avances socioeconómicos y la rápida incorporación de elementos importados de los países desarrollados, como tecnología médica, anticonceptivos e incluso actitudes socioculturales. De esta manera, mientras que Europa tardó más de dos siglos en llegar a los porcentajes de personas mayores que tiene en la actualidad, a México le tomará poco menos de cuatro décadas.

Las particularidades que presenta el proceso de envejecimiento ALyC, específicamente la rapidez del fenómeno, se relacionan con el tiempo que se dispone para lograr el desarrollo socioeconómico y las acciones necesarias para atender las necesidades de las personas mayores. ¿Cuáles son los principales elementos que se deben considerar?

El gran reto no se encuentra en el envejecimiento demográfico en sí mismo, sino en el comportamiento social y económico ante tal proceso. Entre los distintos condicionantes que caracterizan al envejecimiento, el que más preocupa, y que pensamos que social y económicamente lo caracteriza, es la pérdida de capacidad y autonomía que se refleja en un regreso a la dependencia. En algún momento de la vida, dadas las condiciones de salud, llega el retiro de la actividad y el menoscabo de roles. Para los países de ALyC se trata de un elemento que no estaba considerado en los planes de desarrollo de hace apenas unos años, a lo que se agrega que la región tiene muchos procesos inacabados del propio desarrollo.

En este sentido, se hace necesario considerar el proceso de envejecimiento dentro de los contextos culturales, sociales y económicos propios de los países, como son la dimensión conceptual y cultural de la vejez, las manifestaciones del envejecimiento frente a la heterogeneidad socioeconómica, incluyendo los grupos vulnerables, los cambios estructurales de la familia ante las necesidades de apoyo, los problemas de salud e incapacidades y la disponibilidad y el acceso a los servicios médicos, entre otros elementos.

Un aspecto a tener en cuenta es el de la salud y los costos que implican los cuidados de las enfermedades crónicas. En el Informe mundial sobre el envejecimiento y la salud de la Organización Mundial de la Salud (OMS, 2015), en lugar de presentar los gastos en las personas mayores como un costo, se los considera como inversiones que facilitan el bienestar. Estas inversiones comprenden los gastos en los sistemas de salud, los cuidados a largo plazo y los entornos favorables en términos más generales. ¿Cómo pueden los países de la región establecer medidas preventivas de salud que favorezcan un envejecimiento saludable?

El principal desafío del envejecimiento demográfico tiene que ver con la salud y su traducción en funcionalidad. El problema que enfrentan las personas mayores es dejar de ser funcionales en términos físicos, mentales, sociales y económicos; es decir, cuando se presentan

mermas al extremo que llevan a la dependencia. Así, uno de los grandes desafíos es cómo prevenir esas enfermedades, el impacto de las enfermedades en las condiciones físicas y mentales, cómo mitigarlas en caso de que lleguen y cómo costearlas, porque eso también resulta bastante caro.

La promoción de la salud y la prevención de las enfermedades implican que los países de la región transformen sus sistemas de salud actuales, colocando la prevención en un lugar sobresaliente. Esto involucra una mayor comprensión de la morbilidad con la que se reduzcan las consecuencias de las enfermedades crónicas y una meta a seguir, que sea un envejecimiento exitoso.

Es prioritario tratar de que las personas mayores del mañana traigan los menores problemas posibles y mantener la capacidad funcional. Como parte de la prevención de la salud tenemos enfermedades que ya sabemos que molestan para la buena vejez, como la diabetes, la obesidad y un comportamiento que también causa muchos problemas, pero que se está controlando, y es el tabaquismo. En relación con la diabetes, es importante considerar la alimentación y la actividad física y en eso la heterogeneidad socioeconómica de la población es crucial porque la buena alimentación es cara y el ejercicio que sirve para controlar la diabetes es el aeróbico.

Otro elemento relevante se vincula con la seguridad económica de las personas mayores. Respecto a los ingresos derivados de las jubilaciones y pensiones existe un debate sobre cómo sostener los sistemas de pensiones, por ejemplo, a través de la extensión de la edad jubilatoria. ¿Cuáles considera que son hoy los desafíos en los sistemas de pensiones en la región y qué opciones es necesario comenzar a plantear?

Se debe reconocer que el incremento en la esperanza de vida modifica los umbrales de transición. Pero, sobre todo, las opciones de solución deben considerar el significado de una pensión y los derechos para adquirirla, su carácter solidario, redistributivo y de transferencias intergeneracionales. En esta tarea deben reevaluarse los sistemas de privilegio y todas las implicaciones políticas y sindicales que conlleva. Asimismo, deben considerarse políticas de protección que reconozcan que el trabajo doméstico y de cuidados no remunerado, que mayoritariamente realizan las mujeres, es socialmente necesario.

Se requiere plantear propuestas más amplias que consideren sociedades con suficiente preparación, productividad y equidad para poder sostener a todos los habitantes. Esas estructuras no están ahora, no existen, y requieren atenderse.

En distintas ocasiones ha mencionado que las personas en edades avanzadas del mañana serán distintas a las de hoy. ¿Cuáles son los elementos que se deben considerar en el caso de ALyC?

En la descripción futura de las personas mayores lo más notorio es la influencia de la escolaridad. Los viejos de ahora fueron niños y jóvenes cuando los sistemas educativos no eran tan extensos, pero los que vienen pertenecerán a generaciones con mayores oportunidades educativas y, en consecuencia, tendrán otras capacidades. Esto permite pensar en medidas y acciones encaminadas a prevenir o retrasar enfermedades en la vejez.

También se deben considerar las transformaciones familiares. En la actualidad la familia se encarga de brindar apoyo a las personas envejecidas frente a la ausencia de mecanismos de protección. Sin embargo, la institución registra transformaciones estructurales relevantes,

como la reducción en su tamaño y los cambios culturales que reducen las posibilidades de mantener esta fuente de apoyo en las futuras generaciones.

En ALyC existe falta de información sobre diversos aspectos relacionados con las personas mayores. Pocos países tienen encuestas especializadas y son escasos los estudios longitudinales. Además, cuando se hacen comparaciones entre países, surgen limitaciones debido a que las encuestas no utilizan los mismos protocolos. ¿Cómo podemos contribuir y mejorar el tema, teniendo en cuenta que formamos parte de una Red de Envejecimiento que agrupa diversos países de la región?

Mucha de la investigación demográfica del envejecimiento en la región de ALyC está por realizarse y la Red de Envejecimiento de la ALAP tiene un papel muy útil en la investigación demográfica del envejecimiento, porque estamos aprendiendo y contribuyendo al conocimiento del tema tomando en cuenta las características propias. Muchos de los estudios provienen de países desarrollados y las experiencias de ALyC van a ser muy distintas. Al mismo tiempo, las similitudes que hay entre los países de ALyC son numerosas: ahí podemos colaborar para tener diagnósticos y acciones conjuntas.

En esto México es un país con antecedentes significativos en el estudio del envejecimiento, tiene un instrumento muy importante que es el Estudio Nacional de Salud y Envejecimiento en México (Enasem) y cuenta con el Instituto Nacional de Geriátría. Hay un particular interés por estudios multidisciplinarios y prospectivos.