



Asociación Latinoamericana de Población



REVISTA LATINOAMERICANA DE POBLACIÓN

Año 11
Número 21
Julio-diciembre de 2017

Doi: 10.31406/relap2017.v11.i1.n21



REVISTA LATINOAMERICANA DE POBLACIÓN

Año 11
Número 21
Julio-diciembre de 2017

Doi: 10.31406/relap2017.v11.i1.n21



Contenido

		<i>RELAP</i>
NOTA DE LOS EDITORES	5	Año 11 Número 21
¿CONTRIBUYE LA MIGRACIÓN INTERNA A REDUCIR LA SEGREGACIÓN RESIDENCIAL?: EL CASO DE SANTIAGO DE CHILE 1977-2002 Jorge Rodríguez Vignoli y Francisco Rowe	7	Segundo semestre Julio a diciembre de 2017
DEPENDENCIA FUNCIONAL Y VULNERABILIDAD SOCIAL EN ADULTOS MAYORES MEXICANOS, 2012 Daniel Lozano Keymolen, Bernardino Jaciel Montoya Arce, Sergio Cuauhtémoc Gaxiola Robles Linares y Yuliana Gabriela Román Sánchez	47	pp. 1-6
LA DISOLUCIÓN DE LA PRIMERA UNIÓN Y SU RELACIÓN CON LA FECUNDIDAD DE LAS MUJERES MONTEVIDEANAS Mariana Fernández Soto	71	3
LA AUSENCIA DEL HISTORIAL EDUCATIVO EN EL ANÁLISIS DE EVENTOS RELACIONADOS CON LA TRANSICIÓN A LA VIDA ADULTA Elsa Ortiz-Ávila y Daniel Devolder	95	
SPACE AND INTERRACIAL MARRIAGE: HOW DOES THE RACIAL DISTRIBUTION OF A LOCAL MARRIAGE MARKET CHANGE THE ANALYSIS OF INTERRACIAL MARRIAGE IN BRAZIL? Maria Carolina Tomás	113	
EL PROBLEMA HABITACIONAL Y SU EVOLUCIÓN RECIENTE EN LA REGIÓN METROPOLITANA BUENOS AIRES: AVANCES Y RETROCESOS ENTRE 2001 Y 2010 Albano Blas Vergara Parra	141	
FATORES ASSOCIADOS À OCORRÊNCIA DE ACIDENTES DE TRÂNSITO NO BRASIL EM 2013 Luciana Conceição de Lima y Valdeniz da Silva Cruz Júnior	167	
NOTICIA DE TESIS DE DOCTORADO Y MAESTRÍA DEFENDIDAS EN AMÉRICA LATINA (2017)	181	
CONEXIONES DEMOGRÁFICAS Luciana Gandini en conversación con Silvia Giorguli	185	

Nota de los editores

Este número de la Revista Latinoamericana de Población (RELAP), el 21, da comienzo al undécimo año de vida de la revista. En esta ocasión, renovamos nuestros contenidos inaugurando una sección que recoge las tesis de maestría y doctorado producidas este año en América Latina y el Caribe. En adelante, es nuestra intención dar a conocer en cada número de diciembre las tesis que han sido defendidas en el correr del año. Confiamos en que la sección nos permita estar más cerca de los investigadores y mejorar la difusión de la investigación demográfica de nuestra región, una de nuestras principales tareas.

Recuerden que RELAP recibe artículos originales de todas las áreas de conocimiento vinculadas a la población y a la Demografía. Los animamos a contribuir enviando vuestros trabajos y reseñas de libros.

Esperamos que disfruten de este número de la revista y les deseamos un excelente 2018.

Wanda Cabella, editora

Ignacio Pardo, editor adjunto¹

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2017

p. 5

5

Nota de los
editores

¹ 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.

¿Contribuye la migración interna a reducir la segregación residencial?: el caso de Santiago de Chile 1977-2002

*Does migration reduce residential segregation?
The case of Santiago, Chile, 1982-2002*

Jorge Rodríguez Vignoli¹

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

Francisco Rowe²

Department of Geography and Planning, University of Liverpool

*Revista
Latino-
americana
de Población*

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

Resumen

En el marco del debate sobre las denominadas mutaciones metropolitanas, la diversificación social de la periferia y las tendencias de la segregación socioeconómica residencial, se estima el efecto de la migración interna sobre la composición educativa de ámbitos intrametropolitanos y la segregación residencial, medida con el índice de disimilitud de varios grupos educativos, en Santiago, Chile. Se usa una metodología novedosa desarrollada

Abstract

In the context of debate about the so-called metropolitan mutations, the social diversification of the periphery and the trends of the socioeconomic residential segregation, we estimate the impact of internal migration on the educational composition of different intra-metropolitan areas and the residential segregation, measured by the dissimilarity index of several educational groups, in Santiago, Chile. A new methodology developed

7

¿Contribuye la migración interna a reducir la segregación residencial?: el caso de Santiago de Chile 1977-2002

- 1 Tiene estudios de Doctorado en Estudios Americanos, con Mención en Historia Económica y Social por la Universidad de Santiago de Chile (1999-2005); es candidato a doctor en Demografía (desde 2015) por la Universidad Nacional de Córdoba; posgraduado en Dinámica de la Población y Programas y Políticas de Desarrollo por el Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (Celade) y sociólogo por la Universidad de Chile. Actualmente es asistente de investigación de Celade-División de Población de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (Cepal) e investiga, dicta clases y ofrece asistencia técnica a países en asuntos de población y desarrollo, entre ellos los de migración interna, distribución espacial de la población, segregación residencial y medición de la movilidad espacial humana.
- 2 Profesor asistente en Geografía Cuantitativa y parte del Laboratorio de Ciencias de Datos Geográficos de la Universidad de Liverpool. Sus principales áreas de investigación son migración, movilidad de capital humano, geografía económica, ciencia regional y marcos analíticos de datos temporales-espaciales.

en Celade que utiliza microdatos censales. Los resultados indican que la migración contribuye a diversificar socioeducativamente a la periferia y es decisiva para la emergencia de núcleos de alta educación en zonas históricamente desaventajadas de la periferia. Pero, contra la narrativa predominante, la migración no reduce la segregación residencial, principalmente porque disminuye los niveles educativos en el pericentro, más bien pobre y en proceso de pauperización y, en cambio, los aumenta en la zona acomodada.

Palabras clave: Segregación residencial. Migración interna. Movilidad residencial. Desigualdad

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 7-46

8

*¿Contribuye
la migración
interna a
reducir la
segregación
residencial?:
el caso
de Santiago
de Chile
1977-2002*

Rodríguez
Vignoli/
Rowe

by Celade which uses census microdata is undertaken. The results show that migration fosters socio-educational diversification in the periphery and is key for the emergence of high-education zones in historically disadvantaged areas of the periphery. But as opposed to the prevailing narrative, migration does not reduce residential segregation, because it decreases the proportion of high-education population in the inner-city and it increases this proportion in the affluent area.

Keywords: Residential segregation. Internal migration. Residential mobility. Inequality

Recibido: 10/3/2017. **Aceptado:** 8/12/2017

Introducción

Desde la década del ochenta, la estructura demográfica y la composición socioeconómica de las ciudades latinoamericanas han experimentado cambios estructurales importantes, los que, según diversos autores, han modificado los patrones de segregación residencial (Sabatini, 2006, Roberts y Wilson, 2009, De Mattos, 2010, Cepal, 2012 y 2014; Rodríguez, 2013; Buzai, 2016). Hasta la década del ochenta, las áreas metropolitanas de América Latina se caracterizaban por un patrón relativamente definido de segregación socioeconómica residencial (Bähr y Mertins, 1993; Janoschka, 2002 y Borsdorf, 2003). Cuatro rasgos distintivos delineaban este patrón: 1) áreas centrales en declive de población, con una composición socioeconómica mixta, pero en proceso de envejecimiento y con zonas pauperizadas y en proceso de pauperización; 2) un pericentro (zona que media entre el centro y la periferia) con sobrerepresentación de población de clase baja y media, que experimentaba una reducción demográfica por emigración y un sostenido envejecimiento, lo que tendía a generar un cuadro de declive gradual; 3) una periferia que reportaba un crecimiento rápido de la población, altos niveles de pobreza y asentamientos informales, y 4) un área geográfica de familias acomodadas, en algunos casos prácticamente libres de asentamientos informales, bien conectada con el centro comercial y financiero (Central Business District, CBD) de la ciudad.

Sin embargo, durante la última década del siglo xx y la primera década del siglo xxi, dos mutaciones han alterado este patrón (Sabatini *et al.*, 2009; Cepal, 2014 y Duhau, 2016):

- la diversificación socioeconómica de la periferia, con una particularmente notable emergencia de zonas para familias de altos ingresos³ así como urbanizaciones para familias de ingresos medios y la consolidación de áreas informales que incluyen la construcción de complejos de vivienda social sólida, junto con la pauperización o el decaimiento de otras, lo que rompe con el modelo tradicional centro-periferia para transitar hacia uno más difuso y fragmentado;⁴

3 «According to Janoschka (2002a, 2002b), the new peripheral location of the urban elite is providing new shapes to cities in the xxi century» (Buzai, 2016: 279).

4 «Contrariamente a lo esperado, de acuerdo con la difundida idea de las tendencias a la «dualización» de la estructura socio-espacial, un segundo tipo de fenómenos emergentes asociados a cambios en la escala y las formas que adopta la división social del espacio y la segregación urbana, es la inserción de población de ingreso medio-alto y alto, con la modalidad de barrios, conjuntos y condominios cerrados, en áreas diferentes a las correspondientes hasta los años setenta a la «ciudad rica». Se trata de un fenómeno que implica en muchos casos la contigüidad espacial de ricos y pobres, pero mediada por dispositivos tajantes de separación física y que ha sido observado para San Pablo (Caldeira, 2000), Bogotá (Dureau, 2000) y Santiago de Chile (Sabatini y Arenas, 2000). Para este último caso, Sabatini y Arenas sostienen que este fenómeno implica la expansión de la ciudad moderna (por ejemplo la implantación de centros comerciales) en áreas de la aglomeración previamente habitadas solo por las clases populares y que determina la reducción de la segregación en dichas áreas, lo que tendría diversos efectos benéficos. Un proceso parecido es destacado para San Pablo por Caldeira (2000), pero desde una perspectiva en la que se enfatizan los aspectos negativos del fenómeno, y registrado con algunos matices, destacando sobre todo una mayor presencia de clases medias en áreas previamente más homogéneamente populares por Taschner y Bogus (2001) y Correa do Lago (2002). [...] En suma, por una parte, la rápida difusión de conjuntos, y condominios exclusivos, cerrados y aislados físicamente del entorno circundante, se presenta en las metrópolis latinoamericanas como modelo para las nuevas viviendas destinadas a las clases superiores, pero también en buena medida a las clases medias, y ciertas áreas tienden a hacerse más exclusivas. Pero, por otra parte, se observan también procesos que implican el aumento en la heterogeneidad social de otras zonas. El resultado en conjunto se presentaría entonces no como un proceso de dualización de la

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 7-46

9

¿Contribuye
la migración
interna a
reducir la
segregación
residencial?:
el caso
de Santiago
de Chile
1977-2002

Rodríguez
Vignoli/
Rowe

- una inflexión en las áreas metropolitanas centrales, que han comenzado a registrar inmigración de jóvenes y de familias jóvenes con educación media y alta (Duhau, 2016; Cepal, 2014; Roberts y Wilson, 2009).

Cabe subrayar que la primera mutación está bien documentada⁵ y solo hay debate y matices respecto de su magnitud y su efecto neto, tanto sobre la diversidad socioeconómica a través del territorio metropolitano como sobre la segregación residencial. En cambio, la segunda mutación es más reciente, por lo que solo ha comenzado a ser captada con los censos de la ronda 2010, y menos generalizada, ya que hasta el momento se aprecia en unas pocas ciudades y en grados bastante diversos y, sobre todo, sin documentación sistemática (Cepal, 2014). Por lo mismo, en este texto la primera mutación será examinada mientras a la segunda se le prestará poca atención. Cualquiera sea el caso, la conclusión que se deriva de estas mutaciones, en particular la primera, es que la migración ha impulsado una baja en la segregación residencial socioeconómica (De Mattos, 2010; Rodríguez, 2013; Rasse, 2016) por el aumento de la mezcla social, en particular en la periferia.⁶ Algunos autores ven incluso un cambio tectónico: el paso del modelo centro (acomodado)-periferia (pobre) clásico de las ciudades latinoamericanas y abiertamente opuesto al modelo de suburbios ricos de las ciudades de los Estados Unidos, hacia un modelo cada vez más similar al de las ciudades de este país.⁷

Sabatini *et al.* lo describen de la siguiente forma, con la ciudad de Santiago de Chile como referencia, precisamente:

Although social inequality remains high and has adopted new forms in recent years, quantitative levels of residential segregation in Santiago decreased between 1992 and 2002. The decline was concentrated in high income groups (the wealthiest 10 percent of households). This decline is largely explained by the gradual dispersion of these groups from the group of municipalities that form the Barrio Alto. Upper-income groups have

estructura socio-espacial de las metrópolis, sino como una evolución caracterizada por tendencias múltiples y no necesariamente convergentes» (Duhau, 2016: 318-319).

- 5 «There is considerable intra-metropolitan population movement in the large Latin American cities. The central cities such as Buenos Aires, Mexico City and Montevideo lose population, while the peripheral parts of the metropolitan area grow. Intra-metropolitan migration thus becomes a principal source of differential metropolitan growth, replacing rural-urban migration as a major source of city growth. In Montevideo, as Kaztman and Retamoso show, the growth of the city's periphery is based on the outmigration from the center of Young households seeking cheap accommodation (chapter 6). As important as these movements, however, is the movement of the middle and elite classes to the periphery in gated communities and other types of enclosed settlements. The development of gated communities is noted in all seven of the metropolitan areas» (Roberts y Wilson, 2009: 210)
- 6 «Por una parte, si bien aún la mayor parte de los hogares de estrato alto se localiza en el sector de alta renta de las ciudades, se han comenzado a generar desarrollos inmobiliarios para personas de altos ingresos en algunos sectores de la periferia popular, habitualmente bajo la figura del condominio cerrado. Esto ha llevado a que algunos sectores de la periferia popular, que hace años atrás mostraban un panorama de clara segregación residencial, hoy exhiban presencia de más grupos sociales (ejemplos claros de esto son comunas como Peñalolén o Pudahuel en Santiago) (Sabatini y Cáceres 2004; Hidalgo, 2004; Sabatini y Salcedo, 2007; Azócar, Henríquez, Valenzuela y Romero, 2008; Sabatini *et al.*, 2009; Ortiz y Escolano, 2013), en la medida en que en el suelo vacante se ha ido desarrollando vivienda para hogares de mayores ingresos. Esto ha llevado a la disminución de los índices de segregación en las ciudades chilenas, pese a la estabilidad o incluso aumento de los niveles de desigualdad» (Rasse, 2016: 23).
- 7 «While North American cities have a deteriorated center and a periphery that provides better living conditions, Latin American cities have an inverse situation, holding the tendency shown in the colonial structure. However, this situation began to change during the last two decades showing evidences that lead to the northamerican model» (Buzai, 2016: 285).

moved into other municipalities at the urban periphery, including municipalities where the poor typically lived. Residential segregation has also declined among the poor (the poorest 10 percent of households) (Sabatini *et al.*, 2009: 126-127).

Ahora bien, la investigación sobre estos temas se ha concentrado en la descripción y, eventualmente, en la cuantificación de la segregación residencial. Y pese a que todos los investigadores reconocen que la migración interna, incluyendo los movimientos intrametropolitanos, es decisiva para el nivel y la tendencia de la segregación residencial, a la fecha no hay investigaciones empíricas para evaluar esta relación.

Por lo anterior, este trabajo tiene como objetivo determinar y evaluar los impactos de la migración interna en la segregación residencial socioeconómica, haciendo las distinciones socioeconómicas con base en la variable educación, en el Área Metropolitana del Gran Santiago (AMGS). La educación se utiliza para captar la segregación socioeconómica residencial por razones metodológicas relativas al procedimiento que se aplicará al trabajo y a la fuente que se usará (microdatos censales). De cualquier manera, está bien documentado que hay una relación estrecha entre educación, ingreso y clase social (Krull, 2016) y que las disparidades geográficas en los ingresos y en la educación están altamente correlacionadas en las áreas metropolitanas de América Latina (Cepal, 2014), incluida el AMGS. Esta última se seleccionó por ser una de las ciudades con mayores cambios sociales y urbanos en las últimas décadas (Agostini *et al.*, 2016; De Mattos, Fuentes y Link, 2016; Ortiz y Escolano, 2013; Heinrichs *et al.*, 2011; Roberts y Wilson, 2009; Sabatini *et al.*, 2009; De Mattos e Hidalgo, 2007; Galetovic y Jordán, 2006; Ortiz y Morales, 2001; Ortiz, 2000), por registrar los dos procesos de mutación del centro y la periferia mencionados previamente (Contreras, 2016; Dureau *et al.*, 2014; Cáceres y Sabatini, 2004), y por la existencia de un cúmulo de investigaciones sobre la segregación residencial que levantan hipótesis sobre el efecto de la migración sobre la segregación sin evaluarlas empíricamente (Agostini *et al.*, 2016; Sabatini *et al.*, 2009; De Mattos, 2010; Galetovic y Jordán, 2006).

Aprovechando los datos de tres censos de población consecutivos —realizados en 1982, 1992 y 2002— se estiman los efectos *crecimiento*, *composición* y *segregación* de la migración. El primero es bien conocido y depende exclusivamente de las tasas de migración neta. El segundo usa el procedimiento desarrollado por el Centro Latinoamericano de Demografía (Celade), División Población de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (Cepal) (Rodríguez, 2007 y 2013) basado en la comparación de la composición de la población factual (con migración) y contrafactual (sin migración). Para el tercero se usa una ampliación del anterior que se aplica por primera vez y que se basa en la comparación entre el nivel de segregación factual (es decir, que incluye la migración acontecida en el período de referencia) y el contrafactual (la mayor novedad del enfoque y que se calcula con las distribuciones territoriales de los grupos socioeducativos que hubiesen existido en ausencia de migración). Más precisamente, se estiman los impactos de la migración interna sobre el índice de disimilitud de Duncan (Massey y Denton, 1988) en dos niveles geográficos: a) cinco «grandes zonas» que capturan la estructura socioeconómica territorial del AMGS: centro, pericentro, periferia tradicional, periferia elitizada y zona rica o Barrio Alto, al oriente de la ciudad, y b) 34 comunas que corresponden a la aglomeración administrativa tradicional del AMGS. Además del impacto de la migración interna total (que incluye el intercambio intra y extrametropolitano), se estima por separado el impacto de la migración intrametropolitana, lo que por residuo arroja un estimación del efecto de la migración extrametropolitana.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

PP. 7-46

11

¿Contribuye
la migración
interna a
reducir la
segregación
residencial?:
el caso
de Santiago
de Chile
1977-2002

Rodríguez
Vignoli/
Rowe

Antecedentes y revisión de la literatura

El AMGS está conformada por 34 comunas, entre ellas la de Santiago, donde se asienta el palacio de gobierno. Según el censo de 2002, la población del AMGS era del orden de 5,3 millones de personas y concentraba a casi el 40% de la población del país.

Hasta bien entrado el siglo xx la estructura sociodemográfica territorial del AMGS seguía un patrón relativamente característico de las ciudades de América Latina (Bähr y Mertins, 1993; Dureau *et al.*, 2002; Janoschka, 2002; Borsdorf, 2003; De Ramón, 1978; Romero, 1976; Ratinoﬀ, 1982; Herrera, Pecht y Olivares, 1976), cuyos rasgos fueron sintetizados en el capítulo previo. En este contexto, un rasgo distintivo del AMGS era la significativa magnitud demográfica y territorial de su cono de altos ingresos (constituido por seis comunas del oriente de la ciudad) y, sobre todo, la virtual ausencia de asentamientos pobres o informales en dichas comunas, lo que se acentuó y consolidó con la dictadura militar (1973-1989) y su política de «erradicación de población pobre» que implicó el traslado masivo de asentamientos pobres desde estas comunas a la periferia del AMGS (De Mattos, 2002; Lombardi y Veiga, 1989; Ducci, 1998),

Desde fines de la década del setenta, sin embargo, el AMGS ha estado experimentando cambios profundos en su configuración sociodemográfica territorial, en línea con lo que ha pasado en otras regiones del mundo y en otros países de la región. De acuerdo a algunos autores, estos cambios podrían resumirse en la noción de *fragmentación* (Borsdorf, 2003), aunque el uso de una única categoría interpretativa simplifica excesivamente. Tres cambios han sido particularmente visibles y han recibido especial atención (Contreras, 2016; Dureau *et al.*, 2014; Ortiz y Escolano, 2013; Rodríguez, 2012; Rodríguez y Espinoza, 2012; De Mattos, 2010; Sabatini *et al.*, 2009).

En primer lugar está la diversificación socioeconómica de la periferia históricamente pobre por procesos de consolidación urbana, políticas públicas de mejoramiento habitacional y barrial y construcción de complejos de vivienda para sectores medios. Con todo, la periferia ha seguido recibiendo el grueso de las nuevas construcciones de viviendas sociales y allí se ha levantado la gran mayoría de los nuevos asentamientos precarios, por lo cual aún mantiene su condición de hábitat de los pobres, aunque ya no exclusivamente de los pobres. En segundo lugar, también en la periferia y abonando a su diversificación social, está el emplazamiento de urbanizaciones de lujo y alto estándar, normalmente cerradas o amuralladas, en comunas específicas de la periferia, que se han denominado «periferia elitizada o gentrificada» (Huechuraba y Peñalolén en particular) (Agostini *et al.*, 2016; Rodríguez y Espinoza, 2012; Sabatini *et al.*, 2009; Galetovic y Jordan, 2006). Aunque no hay evidencia sólida sistematizada, se suele suponer que una fracción importante de los residentes de estas nuevas urbanizaciones de lujo correspondería a familias acomodadas que residían en el hábitat histórico de la clase alta (sector oriente del AMGS o Barrio Alto). En tercer lugar está la recuperación habitacional de la comuna central de Santiago, que aparentemente logró detener su drenaje de emigración intrametropolitana, aunque de acuerdo al censo de 2002 no impidió que siguiera perdiendo población (Rodríguez, 2007). Esta recuperación habitacional se basó en un programa de recuperación residencial iniciado a principios de la década del noventa cuyo principal instrumento fueron subsidios para la construcción en altura y de departamentos pequeños orientados a población y familias jóvenes y de ingresos medios y medios altos (Contreras, 2016; Dureau *et al.*, 2014; Delgadillo, 2011; Rodríguez, 2007). Por ello, se supone, aunque aún no hay evidencia

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 7-46

12

¿Contribuye
la migración
interna a
reducir la
segregación
residencial?:
el caso
de Santiago
de Chile
1977-2002

Rodríguez
Vignoli/
Rowe

sólida al respecto, que atrajo un flujo selectivo de inmigrantes que debería haber rejuvenecido y elevado el nivel socioeconómico de la comuna.

Estos tres procesos, en particular el segundo y el tercero, aparecen asociados en la literatura a otro proceso que atañe al hábitat de la clase alta (zona oriente o Barrio Alto) en el sentido que perdería su atractivo para los sectores acomodados de la población, que paulatinamente se trasladarían hacia las zonas elitizadas de la periferia (Sabatini, Mora y Polanco, 2013; Sabatini *et al.*, 2009; Jordan y Galetovic, 2006) y, eventualmente, hacia el centro en el caso de jóvenes y hacia suburbios más allá de la periferia en el caso de familias en fase de crianza, siguiendo el modelo de localización de los estratos altos de las ciudades de los Estados Unidos (Pacione, 2009; Roberts y Wilson, 2009; Dureu *et al.*, 2002; Barros, 1999; Ingram, 1998). Con todo, otros autores subrayan que esta emigración de familias acomodadas está lejos de ser masiva y de poner en riesgo el magnetismo del Barrio Alto, que sigue fortaleciéndose económicamente y extendiéndose horizontal y verticalmente para recibir nuevos residentes, en su gran mayoría de clase alta (Ortiz y Escolano, 2013; Rodríguez, 2012). Nuevamente, no hay datos decisivos al respecto.

Finalmente, la zona invisibilizada en todos estos procesos es el pericentro, respecto del cual pareciera suponerse un inexorable abandono y degradación. Esto último, de ser efectivo, sería a todas luces: 1) ineficiente para la ciudad por tratarse de un área consolidada en virtud de inversión pública y privada acumulada durante décadas (aunque haya sido insuficiente para evitar su decadencia); 2) poco razonable, habida cuenta su localización más bien ventajosa por la cercanía al centro; 3) injusto para sus habitantes.

Los procesos anteriores son específicos del AMGS, pero su naturaleza parece superar a esta ciudad y ser compartida por muchas otras grandes ciudades de la región. Como los procesos más llamativos corresponden a los de fragmentación socioeconómica de la ciudad —en contraste con la noción de *ciudad dual* (Ribeiro, 2015; Holt-Jensen, 2002; Sassen, 1991) que suele asimilarse al contrapunto entre centro rico y periferia pobre en la región (Ortiz y Escolano, 2013; Borsdorf, 2003)— a los de diversificación socioeconómica de la periferia y de diseminación territorial de la clase alta, la conclusión compartida por la mayor parte de la literatura especializada en las grandes ciudades de la región es que todos ellos se conjugan *para la reducción de la segregación residencial socioeconómica* (Rasse, 2016; Sabatini *et al.*, 2009).

Con todo, hay voces disonantes, que con otras metodologías matizan y hasta se oponen a esta conclusión y que, al mismo tiempo, subrayan las complejidades metodológicas que entraña el seguimiento de los niveles de la segregación residencial, tanto por limitaciones de las fuentes de datos y cartografía, como por los cambios inevitables de los espacios a comparar por la expansión de la superficie urbana (Agostini *et al.*, 2016, Ortiz y Escolano, 2013; Rodríguez y Espinoza, 2012).

En lo que hay consenso en prácticamente toda la literatura sobre la segregación residencial socioeconómica en las ciudades latinoamericanas, es en destacar a la migración, y en particular la migración intrametropolitana o movilidad residencial —estrechamente ligada a la dinámica inmobiliaria y de vivienda en general⁸—, como fuerza clave y princi-

8 La inmigración extrametropolitana, vale decir el intercambio del AMGS con el resto de las comunas del país, tiende a seguir el modelo clásico de migración rural-urbana y de migración regional, pues sus determinantes son las mayores opciones de empleo, ingresos y oportunidades en el AMGS. La emigración extrametropolitana, por su parte, también puede derivar de la búsqueda de opciones de empleo e ingresos en ciertos rubros, pero suele tener unos objetivos adicionales en términos de calidad de vida y de alejarse de los denominados problemas metropolitanos (White, 2016; Dureau *et al.*,

pal de la tendencia de la segregación (Agostini *et al.*, 2016; Duhau, 2016; Cepal, 2014; Ortiz y Escolano, 2013; Rodríguez, 2012; Roberts y Wilson, 2009), aun cuando se reconoce que esta última también puede cambiar por movilidad social ascendente en las zonas pobres (o lo inverso en las zonas ricas) sin necesidad de traslados o mudanzas de personas y familias (Roberts y Wilson, 2009).

Uno de los procesos de movilidad residencial más nombrados en esa línea ha sido la denominada dispersión de la elite (Sabatini *et al.*, 2009). El efecto reductor de la segregación derivado de lo anterior se considera una verdad irrefutable, pese a que los datos que se exponen para fundamentarlas son débiles y suelen mirar solo a la emigración desde el hábitat histórico de la clase alta, descuidando la otra parte del fenómeno, cual es la inmigración hacia ella. Respecto de los otros grupos sociales, las hipótesis son menos.

Sin embargo, hay poca investigación empírica sobre los efectos de la migración en la segregación (Cepal, 2014; Ortiz y Escolano, 2013; Rodríguez y Espinoza, 2012). Por ello, esta investigación se propone usar intensivamente el censo de población de 2002 (el más reciente que tiene el país, validado oficialmente) para: 1) cuantificar los flujos migratorios según comunas y grandes áreas del AMGS; 2) segmentar estos flujos según nivel educativo para cuantificar su selectividad y diferencial socioeconómico; 3) estimar el efecto de la migración sobre la composición socioeconómica de la población de las comunas y las grandes áreas y sobre la segregación residencial socioeconómica del AMGS usando metodologías novedosas; 4) evaluar empíricamente las siguientes hipótesis, que se desprenden directamente de los antecedentes y debates revisados:

En primer lugar, esperamos que la migración interna haya contribuido a aumentar los niveles educativos en la periferia elitizada, particularmente a través de la movilidad intrametropolitana. En segundo lugar, también se espera que la migración interna haya aumentado los niveles educativos en la periferia tradicional, especialmente durante el último intervalo quinquenal de los censos (1997-2002), cuando las comunas en esta área atrajeron una gran cantidad de personas de clase media (Rodríguez, 2009; Sabatini *et al.*, 2009). En tercer lugar, se plantea la hipótesis de que la migración interna ha aumentado los niveles educativos en el Barrio Alto: a través de las salidas de familias pobres durante los años setenta y ochenta y, más tarde, a través de la llegada persistente de población y familias acomodadas durante los años noventa (Rodríguez, 2013). Cuarto, se espera que la migración interna haya erosionado la base educativa del pericentro a causa de la emigración de individuos jóvenes educados. En quinto lugar, finalmente, se espera que la migración interna haya contribuido a una reducción general de las diferencias espaciales en los niveles educativos del AMGS, es decir, que haya atenuado la segregación residencial.⁹

2014 y 2002; Pacione, 2009). La migración intrametropolitana o movilidad residencial, por su parte, suele tener determinantes residenciales de búsqueda de espacio y vivienda, acercamiento al lugar de trabajo o de estudio y de mejora de calidad de vida. Por lo anterior, su destino principal ha sido históricamente la periferia, donde el suelo disponible es más abundante y sus precios son menores. Debido a lo anterior ambos tipos de migración pueden seguir patrones de origen y destino diferentes según grupo educativo. Por ello, en este texto se procura distinguir ambos tipos de migración en todos los indicadores, incluyendo el relativo al efecto de la migración sobre la segregación residencial.

9 Nótese que si bien la quinta hipótesis corresponde a la predominante en la literatura, la tercera choca con la narrativa hegemónica e introduce un margen de duda respecto del cumplimiento de la quinta hipótesis.

Marco metodológico

La principal fuente de datos son las bases de microdatos de los tres últimos censos oficiales con que cuenta el país (2002, 1992 y 1982). En ellos se capta la migración a escala de comuna (DAME) con la pregunta sobre comuna de residencia cinco años antes del censo. Se usó esta pregunta porque es la única que permite estimar las tasas y los efectos de la migración sobre el crecimiento, la composición educativa de la población y la segregación residencial por grupos educativos en un período de tiempo determinado (Bilsborrow, 2016; Rees *et al.*, 2000; Celade y Prolap, 1998; Villa, 1991).

Las debilidades que tiene esta pregunta para captar la migración están bien documentadas y pueden sintetizarse muy apretadamente en: 1) solo capta un movimiento migratorio durante el quinquenio de referencia; 2) supone que este movimiento es directo entre el lugar de residencia cinco años antes y el actual; 3) pierde migración de retorno dentro del período; 4) pierde a la población menor de cinco años (Bilsborrow, 2016; Rees *et al.*, 2000, Celade y Prolap, 1998; Villa, 1991). Estas debilidades se extienden al procedimiento que se aplica en este trabajo, aunque en materia de cuantía de la migración (que será subestimada) y no forzosamente en materia de los efectos específicos de la migración que se medirán en este trabajo, pues no hay evidencia para afirmar que esta subestimación tiene sesgos relacionados con las características de los migrantes.

Cualquiera sea el caso, no existen fuentes alternativas para el análisis de la migración interna en América Latina (salvo Cuba que tiene una suerte de registro continuo de cambios de residencia), ya que las encuestas de cobertura nacional en los países en los que estas incluyen un módulo de migración interna, usan las mismas preguntas que los censos y su tamaño y diseño muestral no permiten captar de forma representativa los flujos de migración a escala desagregada (municipios), y esto último es imprescindible para el análisis que se hace en este estudio.

Se usó Redatam¹⁰ para procesar los microdatos censales. La primera tarea fue generar las variables de residencia habitual y residencia cinco años antes del censo a escala de comuna.¹¹ Una vez generadas y limpiadas de códigos incorrectos y de migración internacional, las nuevas variables de municipio de residencia habitual y municipios de residencia cinco años antes se usaron para construir matrices de migración por comunas. Se trata de matrices de 36 x 36, pues además de las 34 comunas que componen el AMGS, se agrupan todas las comunas restantes de la Región Metropolitana (categoría 35) y todas las comunas de otras regiones del país (categoría 36). Ahora bien, para el presente estudio dichas matrices fueron utilizadas solo excepcionalmente, porque el análisis a escala de comuna es difícil de entender para un público no familiarizado con el AMGS y, además, los debates teóricos expuestos en la sección previa se relacionan con zonas de la ciudad —el centro, la periferia, el pericentro, las zonas de renovación, el cono de altos ingresos, los suburbios, etc.—, y no con cada comuna del AMGS.

Entonces, las variables de «comuna de residencia habitual» y «comuna de residencia cinco años antes» del censo se agruparon para generar dos nuevas variables que se usaron

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 7-46

15

¿Contribuye
la migración
interna a
reducir la
segregación
residencial?:
el caso
de Santiago
de Chile
1977-2002

Rodríguez
Vignoli/
Rowe

10 En <www.cepal.org/es/download-redatam>.

11 Históricamente, los censos de Chile han sido de hecho (la excepción fue el fallido censo de 2012; el censo de 2017 volvió a ser de hecho), por lo cual incluyen una pregunta sobre lugar de residencia habitual. La escala más desagregada de esta pregunta es la comuna (municipio), por lo cual la migración se puede calcular solo hasta esta escala, mayor desagregación es imposible.

para generar las matrices de migración y de indicadores de flujo,¹² clave del estudio. Se trata de la variable «zona del AMGS de residencia habitual» y la variable «zona del AMGS de residencia cinco años antes del censo», siendo estas zonas, plenamente compatibles con las hipótesis, el centro, el pericentro, la periferia tradicional, la periferia «elitizada» y el cono de altos ingresos o Barrio Alto o zona Oriente (mapa 1). En ambas variables se mantuvo la agrupación del resto de las comunas del país en dos categorías —las ya vistas «otras comunas de la RM» y «comunas de otras regiones del país»— con lo cual cada variable tiene siete categorías, lo que origina matrices cuadradas de migración de 7 x 7.

En el mapa 1 se presentan las cinco grandes zonas y sus comunas componentes; en el mapa 2 las zonas se presentan según su atributo educativo (porcentaje de jefes de hogar con educación superior) en 1982, 1992 y 2002, y la tabla 1 ofrece la evolución de un perfil sociodemográfico de las zonas.

El mapa 1 muestra que las zonas corresponden a agrupaciones territoriales de comunas que comparten una cierta distancia al centro (CBD localizado en el corazón de la comuna de Santiago). El mapa 2 ratifica las diferencias socioeconómicas entre estas zonas. Para esto último se usa el indicador educativo antes mencionado, ya que el censo no captura ingreso y el análisis de este estudio se concentra en la composición educativa de la población. Se advierte claramente la condición aventajada de la zona Oriente, donde el 55% de los jefes de hogar de 25 años y más tenían estudios universitarios en 2002, condición de superioridad educativa pertinaz de acuerdo a los datos de 1982 y 1992 (mapa 2 y tabla 1). De cualquier manera, los resultados de este trabajo podrían ser replicados con diferentes definiciones de las zonas, como las planteadas por Ortiz y Escolano (2013) o Rodríguez y Espinoza (2012) o Fuentes *et al.* (2017).¹³

La zona «periferia elitizada» es excepcional, porque es la única cuyas comunas (solo dos, Peñalolén y Huechuraba) están bien distantes. Pero se agrupan porque comparten:

1. localización periférica;
2. condición histórica de pobreza modificada significativamente por la construcción masiva de conjuntos habitacionales privados y exclusivos destinados a población de alto nivel socioeconómico y educativo, que residía en otras comunas, en particular en el Barrio Alto, como se aprecia en el mapa 2 y en la tabla 1 con el cambio de posición en términos de composición educativa, en particular el porcentaje de universitarios entre la población de 25 años y más, ya que pasa de ser la zona con menor porcentaje en 1982 a ser la tercera en 2002 y se acerca rápidamente a la segunda, y
3. relativa cercanía física y vías de conexión directa con el Barrio Alto.

Desde luego, en cada zona hay algunas comunas limítrofes que a simple vista presentan una condición ambigua. Es el caso, por ejemplo, de las comunas de Providencia y Ñuñoa, que podrían localizarse en el pericentro (incluso en el centro, ya que ambas limitan con la comuna central de Santiago), pero que clasifican en el Barrio Alto porque comparten con esta zona tanto la localización como el nivel socioeconómico.

Por su parte, la definición del pericentro es opinable. Algunas de las comunas incluidas allí podrían clasificar como periféricas (como Cerro Navia y Lo Prado en el oeste y

12 Estas matrices se explican luego. Se puede adelantar que son el dispositivo que permite estimar el efecto de la migración sobre la composición de la población.

13 Para más detalles sobre la configuración socioespacial del AMGS también pueden verse (Galetovic y Jordan, 2007; Heinrichs *et al.*, 2011; Rodríguez y Espinoza, 2012; Agostini *et al.*, 2016; Fuentes *et al.*, 2017)

La Granja y San Ramón en el sur), tanto por localización como por nivel socioeconómico histórico; sin embargo se optó por incluirlas en el pericentro porque hace varias décadas se agotó su espacio para expansión física y no han experimentado proceso de renovación urbana significativos y por ello han sido básicamente expulsoras de población. El debate también podría darse respecto de la condición de pericentral, y no central, de comunas como San Miguel, que limitan con la comuna central de Santiago y que han experimentado procesos de renovación urbana y repoblamiento por masiva edificación en altura para estratos medios y medios altos. En este caso se optó por la localización y por incluir a San Miguel en el primer anillo del pericentro y con ello acotar la zona central solo a cuatro comunas céntricas y antiguas.

Las comunas periféricas, por su parte, tienen en común que además de localizarse en el anillo más exterior de la ciudad, todavía tienen superficie para la expansión urbana. Las excepciones serían Lo Espejo y el Bosque que, en general, ya están casi totalmente cubiertas por la mancha urbana, pero por localización son más cercanas a la periferia. Tal vez podría existir una distinción dentro del pericentro con un anillo interior (Cerrillos, San Miguel, San Joaquín, Macul) y otro exterior (La Granja, San Ramón, Lo Prado, Cerro Navia), en cuyo caso Lo Espejo y el Bosque podrían unirse a este pericentro extendido. Las comunas de Recoleta e Independencia, y en menor medida la de Conchalí, son en cualquier escenario difíciles de clasificar porque tienen partes que se localizan y comportan como diferentes zonas. El caso extremo es el de Recoleta (26), cuya zona sur claramente clasificaría como central, su zona intermedia como zona pericentral y su zona norte como periferia (aunque sin territorio para expansión).

Entonces, con estas matrices de migración de 7 x 7 se estimarán, en primer lugar, los flujos migratorios, la inmigración, la emigración y el saldo migratorio y las respectivas tasas de migración según zonas del AMGS para los períodos 1977-1982; 1987-1992; 1997-2002. Todos estos indicadores se presentarán para: 1) el intercambio de cada zona con todas las otras zonas de la matriz; 2) el intercambio de cada zona del AMGS con el resto de las zonas del AMGS (migración intrametropolitana o movilidad residencial entre zonas), donde la diferencia entre ambas corresponde al intercambio de cada zona con el resto de los municipios fuera del AMGS (tanto los de la Región Metropolitana como los del resto de las regiones del país). Estos datos permitirán identificar las zonas de atracción y expulsión de la ciudad y el tipo de intercambio detrás de esta condición. Luego se calcularán las mismas tasas, pero para subgrupos de la población según nivel educativo: 1) sin educación; educación baja (nivel básico o primario, parcial o completo); 2) educación media (secundaria parcial o completa); 3) técnica (postsecundaria pero vocacional); 4) superior (ingreso a la universidad o más), lo que permitirá tener una primera aproximación al atractivo o al rechazo migratorio diferencial según nivel educativo del AMGS. A continuación se aplicará el procedimiento elaborado para estimar el efecto neto y exclusivo de la migración (neta, inmigración y emigración) sobre la composición educativa de las zonas en los períodos 1977-1982; 1987-1992; 1997-2002), con aplicaciones desagregadas por edad para controlar el efecto distorsionador de la concentración de los migrantes (ambos: inmigrantes y emigrantes) en edades jóvenes. Finalmente, se aplicará el procedimiento elaborado para

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 7-46

17

*¿Contribuye
la migración
interna a
reducir la
segregación
residencial?:
el caso
de Santiago
de Chile
1977-2002*

Rodríguez
Vignoli/
Rowe

estimar el efecto de la migración sobre la segregación residencial.¹⁴ Más concretamente, se estimará el efecto de la migración sobre el índice de segregación propuesto por Duncan para todos los grupos educativos examinados (Massey y Denton, 1988).

Respecto de los procedimientos elaborados para estimar el efecto neto y exclusivo de la migración (neta, inmigración y emigración) sobre la composición educativa y sobre la segregación, se usa una metodología novedosa desarrollada en Celade en los últimos diez años (Cepal, 2014 y 2012; Rodríguez, 2013; Rodríguez y Busso, 2009) y recientemente formalizada y ampliada por Rodríguez y Rowe (2017). Esta metodología permite estimar los impactos de la migración interna sobre la composición de la población de variables invariantes en el tiempo (como el sexo, la educación pasada cierta edad, la etnia captada mediante lengua hablada en la niñez, la raza captada mediante color de la piel u otro atributo objetivo, el país o lugar de nacimiento, la clase social «heredada» por la ocupación o educación de los padres, entre muchas otras) o de variables que cambian para toda la población de la misma forma (en particular la edad).

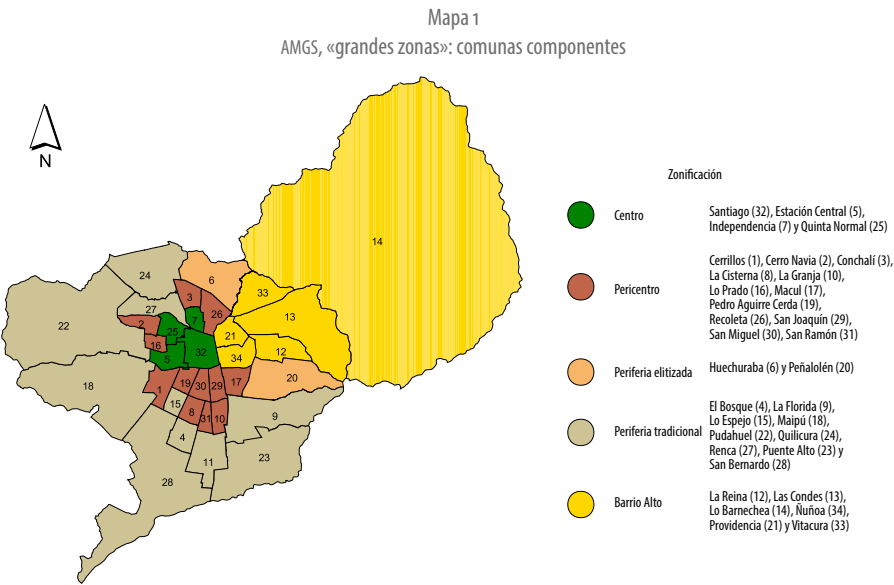
Esta metodología entrega un indicador estadístico sintético, que se denomina *efecto composicional de la migración*. La fuente que se utiliza en esta investigación es el censo, la única existente para medir la migración a escala desagregada (a nivel de municipios) en América Latina. Y el instrumento que usa la metodología son matrices novedosas denominadas *de indicadores de flujo*, cuyos casilleros no contienen personas sino atributos del flujo. El marginal actual de esa matriz corresponde al valor del atributo en cada entidad de la matriz *al momento del censo e incluyendo la migración acontecida en el período de referencia, por lo cual* se le denomina *valor factual*. En cambio, el marginal que corresponde a la fecha anterior, los cinco años antes del censo en la gran mayoría de los países, corresponde al valor «actual» que tendría el atributo en ausencia de migración. Se trata del valor «actual» porque la fuente solo capta el valor del atributo al momento del censo (ningún censo pregunta por el valor de las variables censales cinco años antes). Por lo anterior, se trata del valor contrafactual y la única diferencia con el factual es la migración. De la comparación de ambos valores surge el efecto absoluto de la migración, captado en las mismas unidades de medida de la variable en cuestión. Un valor positivo significa que la migración tendió a aumentar el valor de dicha variable. Este efecto absoluto puede estandarizarse dividiéndolo por el valor contrafactual, con lo cual se obtiene el «efecto relativo de la migración». También es posible calcular los efectos absolutos y relativos de la inmigración y la emigración, pero en este trabajo el análisis se limitará al efecto de la migración neta.

Estas matrices, pero desagregadas por grupos educativos permiten establecer la distribución territorial (es decir, según las entidades incluidas en la matriz) factual y contrafactual de grupos de la población que, usando la nomenclatura estándar (Massey y Denton, 1988), corresponden al grupo de interés (también denominado *minoría*) y al resto, que corresponde a la *mayoría* y que es el complemento de la minoría en América Latina (no como en Estados Unidos, donde suele remitir a los blancos anglosajones). Estas distribuciones de los dos grupos son los insumos necesarios para calcular el índice de disimilitud

14 En este caso, a gran escala, por ser segregación entre «grandes zonas» del AMGS. Por ello, para controlar el efecto de la escala geográfica, también se aplicará a nivel de comuna, la escala más desagregada a la cual se capta la migración en los tres censos de Chile usados en este estudio, con el objetivo de evaluar la consistencia entre ambos resultados.

o de segregación de Duncan¹⁵ factual y contrafactual (donde la única diferencia es el efecto de la migración) y con ello, siguiendo cálculos análogos a los ya expuestos, es posible estimar el efecto absoluto y relativo de la migración sobre la segregación residencial.

Estimamos el efecto de la migración sobre la composición educativa de las grandes zonas y sobre la segregación a dos escalas geográficas: «gran zona» y comunas. El nivel macro comprende cinco áreas que son teóricamente relevantes y que permiten situar el análisis en la discusión actual sobre las metamorfosis urbanas, más que en la casuística comunal del AMGS.



Fuente: elaboración propia.
Los límites se han ajustado para facilitar la visión. En particular la comuna de Lo Barnechea (14) corresponde al área poblada, pues su extensión administrativa es varias veces la expuesta en el mapa.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo semestre

Julio a diciembre de 2017

pp. 7-46

19

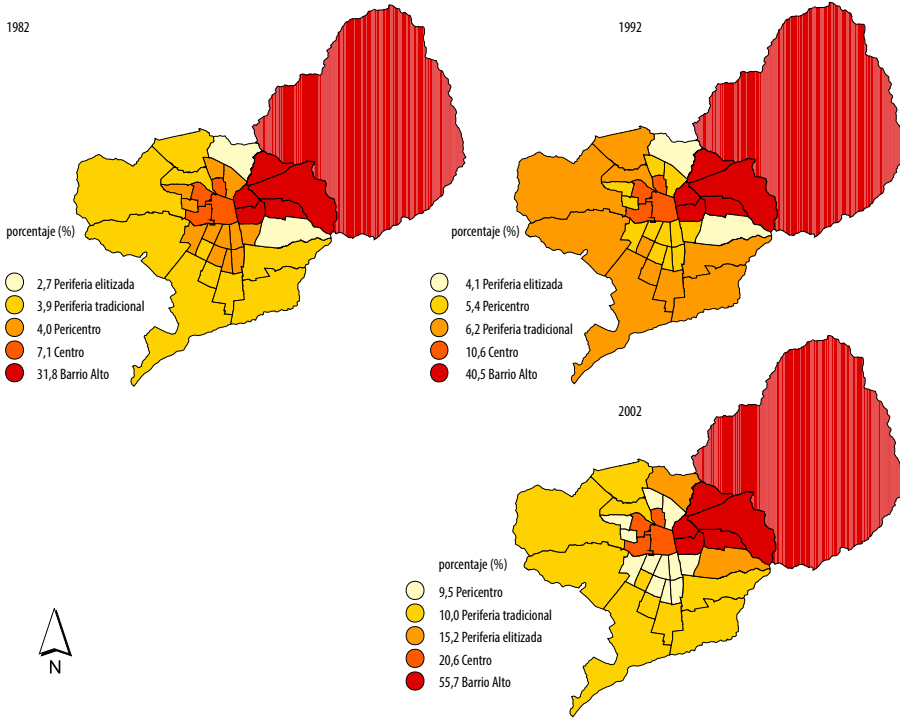
¿Contribuye la migración interna a reducir la segregación residencial?: el caso de Santiago de Chile 1977-2002

Rodríguez Vignoli/Rowe

15 Su fórmula es: $D = 0,5 \times \sum |X_i - Y_i|$, donde X_i es el porcentaje del grupo de referencia que reside en la zona i e Y_i el porcentaje del resto de la población que reside en la zona i . Las zonas son las grandes zonas expuestas en el mapa 1 o las 34 comunas del amgs. Cabe subrayar que este índice mide la denominada dimensión *igualdad* de la segregación (Massey y Denton, 1988) y que está lejos de ser perfecto, entre otras cosas porque compara solo dos grupos y su valor depende de la escala geográfica usada. Con todo, sigue siendo el índice más usado para medir la segregación residencial y tiene una interpretación muy directa e intuitiva: la proporción de la población minoritaria que debiera moverse para lograr la igualdad con la distribución territorial de la mayoría. Ciertamente, el análisis puede refinarse mediante la cuantificación del efecto de la migración sobre otros índices de la segregación residencial, como los índices de exposición, por ejemplo. Pero eso requiere extender el procedimiento hacia tales índices, lo que, eventualmente, podría ser hecho y presentado en futuras investigaciones.

Mapa 2

AMGS, «grandes zonas», población de 25 años y más: porcentaje de población con educación universitaria, 1982, 1992 y 2002



Fuente: elaboración propia.

RELAP
Año 11
Número 21
Segundo semestre
Julio a diciembre de 2017
pp. 7-46

20

¿Contribuye la migración interna a reducir la segregación residencial?: el caso de Santiago de Chile 1977-2002

Rodríguez Vignoli/Rowe

Tabla 1

AMGS: Cinco grandes zonas, indicadores sociodemográficos, 1982, 1992 y 2002

Grandes zonas del AMGS (agrupación de comunas completas, incluyendo un puñado de población rural en algunas de ellas)	1982					Población 1992					2002					Porcentaje de menores de 15														
	0-14	15-29	30-59	60+	Total	0-14	15-29	30-59	60+	Total	0-14	15-29	30-59	60+	Total	1982	1992	2002												
Centro	147.571	181.221	192.713	74.793	596.298	129.084	152.517	200.497	83.918	566.016	94.954	128.556	197.360	79.807	500.677	24,7	22,8	19,0												
Pericentro	432.256	443.778	424.513	105.410	1.405.957	398.158	401.312	487.278	147.104	1.433.852	310.669	322.055	510.438	178.984	1.322.146	30,7	27,8	23,5												
Periferia elitizada	71.167	56.492	56.922	9.030	193.611	74.502	73.239	78.993	14.831	241.565	79.654	71.020	114.428	25.028	290.130	36,8	30,8	27,5												
Periferia tradicional	377.017	339.761	324.982	62.800	1.104.560	579.027	487.759	618.185	116.592	1.801.563	689.764	623.404	997.384	197.357	2.507.909	34,1	32,1	27,5												
Barrio Alto	153.169	195.571	215.185	72.926	636.851	162.301	188.249	260.303	102.814	713.667	152.152	194.709	314.150	126.277	787.288	24,1	22,7	19,3												
Total AMGS	1.181.180	1.216.823	1.214.315	324.959	3.937.277	1.343.072	1.303.076	1.645.256	465.259	4.756.663	1.327.193	1.339.744	2.133.760	607.453	5.408.150	30,0	28,2	24,5												
Grandes zonas del AMGS (agrupación de comunas completas, incluyendo un puñado de población rural en algunas de ellas)	Porcentaje de menores de 60 y más					Incremento porcentual de la población total					Promedio de años de estudio jefe de hogar 30-59 años					Porcentaje de universitarios jefes de hogar de 25 o más años					Porcentaje de hogares con hacinamiento					Porcentaje de viviendas sin agua potable				
	1982	1992	2002	1982- 1992	1992- 2002	1982- 1992	1992- 2002	1982	1992	2002	1982	1992	2002	1982	1992	2002	1982	1992	2002											
Centro	12,5	14,8	15,9	-5,1	-11,5	8,5	10,0	11,7	7,1	10,6	20,6	29,2	23,5	12,0	2,3	0,4	0,7													
Pericentro	7,5	10,3	13,5	2,0	-7,8	7,3	8,7	10,1	4,0	5,4	9,5	36,7	26,4	15,6	2,4	0,4	0,5													
Periferia elitizada	4,7	6,1	8,6	24,8	20,1	6,1	7,8	10,2	2,7	4,1	15,2	44,4	31,0	16,2	3,5	5,9	1,2													
Periferia tradicional	5,7	6,5	7,9	63,1	39,2	7,0	8,8	10,3	3,9	6,2	10,0	37,6	23,2	12,1	3,9	1,4	0,6													
Barrio Alto	11,5	14,4	16,0	12,1	10,3	12,0	13,6	14,5	31,8	40,5	55,7	9,8	5,7	2,9	1,1	0,4	0,4													
Total AMGS	8,3	9,8	11,2	20,8	13,7	8,1	9,6	11,0	9,3	11,9	18,6	31,5	21,9	11,6	2,6	1,0	0,6													

Fuente: elaboración propia con base en microdatos de censos de Chile 1982, 1992 y 2002.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 7-46

21

¿Contribuye
la migración
interna a
reducir la
segregación
residencial?:
el caso
de Santiago
de Chile
1977-2002

Rodríguez
Vignoli/
Rowe

Volúmenes e intensidad de la migración por grandes zonas

Las tablas 2 y 3 muestran la primera aproximación al efecto de la migración sobre la composición de la población por grupos educativos en las cinco zonas en que se segmentó el AMGS. Al presentar saldos y tasas ya tenemos el efecto crecimiento de la migración para cada grupo y de la comparación de las tasas (en particular de la comparación entre la tasa de cada grupo y la total) se puede anticipar los grupos que ganarán y perderán participación en la población por migración e incluso aproximarse a cuánto ganarán o perderán en términos relativos. Las principales conclusiones de estos cuadros son:

- a. La zona central ha sido una perdedora neta de todos los grupos educativos, con magnitudes e intensidades sobreestimadas en el caso de la migración total por el efecto de la sinonimia en el intercambio extrametropolitano.¹⁶ De hecho, es la única zona que presenta magnitudes y tasas muy diferentes entre la migración neta total y la intrametropolitana. Cualquiera sea el caso, se aprecian dos tendencias importantes en el caso de esta zona. Una de ellas se revela solo en el caso de la migración intrametropolitana, que no está contaminada por el efecto «sinonimia» y corresponde a la reducción de su emigración neta (volumen y tasas), acorde con los progresos de los programas de recuperación demográfica y renovación habitacional en el centro. El otro es más relevante para este estudio y lo revelan ambas migraciones (total e intrametropolitana): las tasas de emigración neta en el pasado eran más altas (valores absolutos de las tasas, porque técnicamente se trata de tasas de migración neta negativas y por eso también se usa la expresión *tasas de emigración neta*) entre los grupos de mayor educación, en particular los universitarios, que salían masivamente de allí (tasas de 69‰ total y 55‰ intrametropolitana en 1977-1982, es decir, un verdadero despoblamiento), y en la actualidad estos grupos son los que registran los menores niveles de emigración. Esto anticipa un cambio en el efecto de la migración sobre la composición educativa de esta zona, de ser reductor de la proporción de grupos de alta educación a ser elevador de estas, aun cuando su efecto crecimiento siga siendo reductor de la cantidad de población de todos ellos.
- b. La periferia elitizada ratifica su atractivo para los grupos de mayor educación durante todo el período de análisis. La migración neta del grupo de universitarios implica tanto un aumento importante de la cantidad de esos estudiantes (por ser tasas de inmigración neta que llegaron a 131‰ en 1977-1982), como de su proporción (por ser tasas de migración neta mayores que las de la zona). Ahora bien, los datos ofrecen un hallazgo no previsto: el período de mayor tasa de inmigración neta de universitarios fue 1977-1982, lo que contrasta con la idea generalizada de que la «elitización» de esta zona por la llegada de familias de altos ingresos desde el Barrio Alto se produjo solo desde fines de la década del ochenta, cuando se levantaron los primeros condominios cerrados en Huechuraba y Peñalolén.¹⁷ Con todo, las cifras muestran un marcado contraste entre la elitización captada por los censos de 1982 y 1992 y la captada por el de 2002. En

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 7-46

22

¿Contribuye
la migración
interna a
reducir la
segregación
residencial?:
el caso
de Santiago
de Chile
1977-2002

Rodríguez
Vignoli/
Rowe

16 Para más detalles sobre este problema, véase Rodríguez, 2007.

17 «The recent exit of elite families—principally young families—from the high-income area where the elites virtually confined themselves until the circa 1980 economic reform is one outcome of these new real estate projects» (Sabatini *et al.*, 2009: 130).

el primer caso, la comuna es atractiva para todos los grupos educativos y el volumen de la migración neta de los universitarios es moderado (no obstante sus altas tasas, debidas a la escasa cuantía de la población universitaria no migrante). En cambio, en el segundo caso la comuna tiende al equilibrio migratorio (tasa total de 4,7‰ e intrametropolitana de 2,9‰), registra un salto importante en el volumen de la inmigración neta de universitarios, que llega a un saldo de 5000 en dicho período, y, sobre todo, es expulsora de los grupos de educación baja y media. Por lo anterior, la relación entre la tasa de migración neta total y la de los universitarios alcanza su mayor valor, anticipando el mayor efecto durante el período de la migración sobre la proporción de población universitaria. En suma, en este último período (1997-2002) la elitización se asemeja más a los clásicos procesos de gentrificación, en los cuales la llegada de nuevos residentes de clase alta se basa en la salida de antiguos residentes de clase baja, proceso que se autorreproduce hasta una eventual expulsión total de estos residentes (Pacione, 2009).

- c. Respecto de la periferia tradicional, se aprecia el comportamiento esperado de ser la zona de mayor atractivo total para todos los grupos educativos durante todo el período de referencia (con la excepción de los grupos de mayor educación para los cuales la periferia elitizada ha sido la zona más atractiva). Sin embargo, los datos ofrecen un hallazgo sorprendente y que contradice la visión predominante de que la diversificación social de la periferia es un proceso reciente, de fines de la década del noventa en adelante. Ocurre que los grupos educativos con mayores tasas de inmigración neta en la periferia en 1977-1982 y 1987-1992 son precisamente los de mayor educación (universitarios y técnicos) y, en cambio, en el censo más reciente (período 1997-2002), la relación se invierte y los universitarios son los de menor tasa. Esto anticipa que en las décadas del setenta y del ochenta la migración (tanto la total como la intrametropolitana, que tienen un comportamiento similar) tendía a aumentar la proporción de población de alto nivel educativo (técnica superior y universitarios), mientras que lo contrario ocurrió entre 1997 y 2002, en un contexto donde —cabe reiterar— todos los grupos educativos crecían por efecto de la migración. Dado que esta última inflexión es concomitante con el *boom* de la migración de universitarios hacia la periferia elitizada (de hecho, el saldo migratorio de universitarios de esta última superó al de la periferia tradicional tanto en la migración total como en la intrametropolitana), en este período podría haberse alcanzado la cúspide de la sustitución de destinos concentrando las comunas de Huechuraba y Peñalolén el grueso del atractivo para los migrantes de educación alta.
- d. En el caso del pericentro, su pérdida de atractivo es más reciente de lo que sugiere la literatura, pues hasta principios de la década del ochenta registró tasas de inmigración neta (tanto total como intrametropolitana). Luego adquirió claramente y para todos los grupos educativos una condición expulsora que no presenta grandes diferencias en materia de intensidad (tasas), aunque en el último período (1997-2002) la población con mayor educación fue la que emigró con más intensidad, anticipando un efecto reductor de la migración sobre la proporción de esta población en la zona. Es decir, parece verificarse el planteamiento de una paulatina decadencia del pericentro, tanto por su pérdida de población

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 7-46

23

¿Contribuye la migración interna a reducir la segregación residencial?: el caso de Santiago de Chile 1977-2002

Rodríguez Vignoli/
Rowe

como por la reducción de la proporción de población con mayor educación que entraña esta emigración. Desde luego esto último podría haber cambiado en años recientes habida cuenta de la ampliación de las iniciativas de redensificación y de subsidio habitacional especial a algunas comunas del pericentro.

- e. Finalmente, el Barrio Alto muestra un patrón y una tendencia que chocan abiertamente con la noción de dispersión de la elite, incluso en este caso, en el que se trabaja con la variable educativa, que parece ser más sensible a la diseminación territorial (sobre todo si no se pueden hacer distinciones dentro de la educación superior, como posgraduados). Más allá del bajo e irregular atractivo migratorio que presenta esta zona que tiene barreras geográficas y económicas de entrada, lo que resalta en este caso es que sin excepción ha registrado migración neta positiva (total e intrametropolitana) de universitarios, y durante todo el período de observación el grupo de universitarios ha tenido una tasa mayor a la media, por lo cual el efecto de la migración ha sido sistemáticamente aumentar la ya muy alta proporción de universitarios residentes en esta zona de la ciudad. Ciertamente, se trata de un hallazgo (ya esbozado en Rodríguez, 2007 para el censo de 2002) que choca con las hipótesis de la pérdida de atractivo de esta zona para la población más acomodada y de mayor educación del AMGS y del país. Y su choque es incluso más frontal porque también opera en el caso de la migración intrametropolitana, que es el escenario en el cual la salida de población y familias educadas hacia otras zonas de la ciudad debió haber operado íntegra y cuantiosamente, según autores como Sabatini *et al.* (2009), De Mattos (2010) y Galetovic y Jordán (2006), entre otros.

Cabe mencionar que los cálculos anteriores se replicaron para dos grupos de edad (25 a 34 años y 35 a 59 años) para controlar el efecto distorsionador que podría derivarse del sesgo juvenil de la población migrante. Y los resultados no mostraron cambios importantes respecto de los expuestos en los gráficos 1 y 2 lo que se ratificará (o matizará) con mayor detalle en la sección siguiente.

Tabla 2
AMGS, cinco grandes zonas: saldo migratorio interno y tasa (por mil) de migración interna neta total,
población de 25 años y más, 1977-1982, 1987-1992 y 1997-2002

Censos y períodos	Gran zona	Migración total (intra y extrametropolitana), población de 25 años y más											
		Saldo migratorio						Tasas de migración neta (por mil)					
		SE	B	M	T	U	Total	SE	B	M	T	U	Total
1982 (1977-1982)	Centro	-2.014	-19.260	-25.293	-1.964	-9.377	-57.908	-25,8	-29,1	-30,1	-39,9	-69,6	-32,8
	Pericentro	2.240	10.124	10.949	550	2.184	26.047	12,0	6,4	9,0	8,4	17,5	8,2
	Periferia elitizada	817	7.194	5.174	323	905	14.413	28,5	31,3	54,5	68,3	131,2	39,5
	Periferia tradicional	2.593	22.025	21.371	1.187	3.634	50.810	16,4	18,4	26,8	27,1	47,5	22,3
	Barrio Alto	-772	-2.905	2.326	717	5.234	4.600	-15,6	-8,3	2,9	10,6	13,7	2,8
1992 (1987-1992)	Centro	-1.739	-23.024	-38.779	-6.712	-10.172	-80.426	-39,7	-41,7	-44,0	-59,1	-58,4	-45,5
	Pericentro	-1.027	-22.318	-28.157	-3.886	-2.282	-57.670	-7,3	-13,9	-16,1	-19,9	-11,3	-14,8
	Periferia elitizada	341	3.988	3.995	869	1.122	10.315	12,6	14,7	19,8	41,9	62,8	19,1
	Periferia tradicional	3.110	48.720	71.862	9.688	8.731	142.111	21,2	29,3	40,6	47,0	41,5	35,6
	Barrio Alto	-317	-5.355	-8.271	-1.244	3.933	-11.254	-10,2	-16,9	-10,1	-6,8	6,3	-5,7
2002 (1997-2002)	Centro	-2.897	-24.245	-40.047	-12.051	-11.404	-90.644	-59,5	-62,6	-50,1	-48,9	-36,3	-50,5
	Pericentro	-1.042	-12.309	-27.240	-9.899	-8.264	-58.754	-6,3	-10,5	-15,0	-23,0	-21,7	-14,8
	Periferia elitizada	-124	-1.144	-1.718	903	5.680	3.597	-3,5	-4,5	-5,6	11,6	66,3	4,7
	Periferia tradicional	3.050	23.806	43.528	12.851	4.008	87.243	13,4	13,1	14,4	16,0	6,7	13,5
	Barrio Alto	-298	-668	541	686	6.119	6.380	-10,1	-3,0	0,8	2,0	5,6	2,7

Fuente: elaboración propia con base en microdatos de censos de Chile 1982, 1992 y 2002

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 7-46

25

¿Contribuye
la migración
interna a
reducir la
segregación
residencial?:
el caso
de Santiago
de Chile
1977-2002

Rodríguez
Vignoli/
Rowe

Tabla 3

AMGS, cinco grandes zonas: saldo migratorio intrametropolitano y tasa (por mil) de migración intrametropolitana neta, población de 25 años y más, 1977-1982, 1987-1992 y 1997-2002

Censos y periodos	Gran Zona	Migración (intrametropolitana), población de 25 años y más											
		Saldo migratorio						Tasas de migración neta (por mil)					
		SE	B	M	T	U	Total	SE	B	M	T	U	Total
1982 (1977-1982)	Centro	-1.533	-14.041	-19.715	-1.503	-6.289	-43.081	-21,0	-22,7	-25,5	-33,5	-55,3	-26,5
	Pericentro	944	1.426	2.927	198	811	6.306	5,2	0,9	2,5	3,1	7,0	2,1
	Periferia elitizada	464	4.830	3.879	257	667	10.097	16,8	21,6	42,4	56,3	106,2	28,5
	Periferia tradicional	1.423	14.678	15.954	906	2.685	35.646	9,3	12,7	21,0	21,8	38,4	16,4
	Barrio Alto	-1.298	-6.893	-3.045	142	2.126	-8.968	-27,6	-21,0	-4,0	2,2	5,9	-5,8
1992 (1987-1992)	Centro	-905	-12.061	-23.382	-3.771	-5.806	-45.925	-22,6	-24,1	-29,3	-38,1	-39,4	-29,0
	Pericentro	-1.294	-24.708	-31.871	-4.112	-3.266	-65.251	-9,4	-15,8	-18,8	-21,9	-17,0	-17,2
	Periferia elitizada	209	2.773	2.958	741	936	7.617	7,9	10,5	15,1	37,0	55,6	14,5
	Periferia tradicional	2.441	42.058	63.911	8.841	7.205	124.456	17,2	26,1	37,6	44,9	36,6	32,3
	Barrio Alto	-451	-8.062	-11.616	-1.699	931	-20.897	-15,2	-27,4	-14,9	-9,9	1,6	-11,2
2002 (1997-2002)	Centro	-659	-5.091	-10.449	-3.155	-1.978	-21.332	-16,1	-15,8	-15,2	-15,2	-7,7	-14,1
	Pericentro	-1.162	-11.942	-26.883	-9.681	-8.478	-58.146	-7,1	-10,5	-15,2	-23,2	-23,2	-15,1
	Periferia elitizada	-190	-1.443	-2.063	701	5.134	2.139	-5,5	-5,8	-6,9	9,4	62,8	2,9
	Periferia tradicional	2.423	21.669	42.250	12.600	3.397	82.339	11,0	12,3	14,4	16,2	5,9	13,1
	Barrio Alto	-412	-3.193	-2.855	-465	1.925	-5.000	-14,7	-15,6	-4,6	-1,5	1,9	-2,3

Fuente: elaboración propia con base en microdatos de censos de Chile 1982, 1992 y 2002

RELAP
Año 11
Número 21
Segundo semestre
Julio a diciembre de 2017
PP. 7-46

26

¿Contribuye la migración interna a reducir la segregación residencial?: el caso de Santiago de Chile 1977-2002

Rodríguez Vignoli/Rowe

Efecto de la migración sobre la composición educativa de la población y la segregación residencial de los grupos educativos a escala de grandes zonas

En los gráficos 1 y 2 se presenta la estimación del efecto de la migración sobre la composición de la población por grupo educativo de las grandes zonas del AMGS.¹⁸ Se trata de la expresión sintética, y centrada en el efecto de composición de la migración, del análisis efectuado en la sección previa.

Primero, se advierte que es una tendencia decreciente del efecto de composición de la migración, ya que en el quinquenio 1977-1982 generaba impactos muy significativos (del orden o superiores al 10%) en varias de las grandes zonas del AMGS (en particular centro, periferia elitizada y Barrio Alto) y para varios grupos educativos, mientras que en 1997-2002 solo tiene un efecto de esta magnitud en la periferia elitizada. Esta tendencia es incluso más pronunciada en el caso de la migración intrametropolitana.

Segundo, llama la atención la elevada magnitud del efecto alcista de la migración sobre la proporción de universitarios en la periferia elitizada, lo que ratifica y coloca números precisos al papel que jugó la inmigración en la transformación de esta periferia: solo como botón de muestra: por efecto exclusivo de la migración, entre 1997 y 2002 la población con estudios universitarios en esta zona aumentó casi un 40%.¹⁹ En este caso, no hay duda de que la diversificación social, en este caso educativa, de la periferia se materializó a ritmos acelerados, pues esta zona destacaba por el bajo porcentaje de población de 25 años y más con estudios universitarios al inicio del período (valor contrafactual 2,9%, tabla 4).²⁰ De hecho, pese al enorme efecto elevador de este porcentaje que he tenido la migración, el valor factual en 2002 solo ascendía a 12,9%, muy distante del 47% del Barrio Alto e incluso inferior al 18% de la zona central (tabla 4).²¹ Así las cosas, la migración sigue contribuyendo a la diversificación social en esta zona, que ciertamente ahora presenta una composición más compleja y diversa que en el pasado.

Tercero, la migración tuvo un innegable efecto diversificador de la composición educativa de la periferia tradicional en los dos primeros quinquenios de los tres examinados, por cuanto tendió a elevar la representación de los grupos de educación media y alta, históricamente subrepresentados allí. En el período 1977-1982 aumentó el porcentaje del

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 7-46

27

¿Contribuye la migración interna a reducir la segregación residencial?: el caso de Santiago de Chile 1977-2002

Rodríguez
Vignoli/
Rowe

- 18 Población de 25 años y más y que cumple con las características indicadas anteriormente. Son seis tablas porque se presentan por separado los efectos de la migración total e intrametropolitana para tres grupos: 25 y más, 25 a 39 y 40 a 59 años. En general, las diferencias entre los gráficos son menores, de lo cual se deduce que los efectos son robustos y no dependen del tipo de migración ni están distorsionados por las diferentes estructuras etarias de migrantes y no migrantes.
- 19 Como la diferencia entre el aumento generado por migración total (intra y extrametropolitana) y migración intrametropolitana es muy baja, se deduce que por lejos fue la migración intrametropolitana la que generó este efecto.
- 20 Cabe mencionar que los resultados expuestos en la tabla 4 también fueron calculados para dos grupos de edad (25 a 34 y 35 a 59 años) para controlar el efecto edad. Los valores de estos grupos mantienen el patrón observado para el conjunto de la población de 25 años y más (datos disponibles a solicitud).
- 21 Nótese que estos valores difieren de los expuestos en la tabla 1, lo que no es un error. La diferencia se debe a que se calculan para diferentes poblaciones. En la tabla 1 se trata del porcentaje de universitarios entre los jefes de hogar de 25 años y más, mientras que en la tabla 4 corresponde al porcentaje de universitarios entre la población total de 25 años y más incluida en la matriz de migración (es decir, excluye inmigrantes internacionales y personas que no respondieron las consultas sobre comuna de residencia habitual y comuna de residencia cinco años antes).

grupo con educación media y superior del 39,7% al 40,9%, y en el período 1987-1992 lo hizo del 53,8% al 55,4% (tabla 4). Sin embargo, a diferencia de lo sugerido por la literatura hegemónica sobre la diversificación de la periferia, que tiende a considerar tal diversificación como un fenómeno particularmente intenso desde la década del noventa en adelante, en el período 1997-2002 su efecto no fue diversificados porque tendió a reducir la proporción de universitarios (de 9,5% a 9,2%), que siguen siendo un grupo muy subrepresentado en la periferia tradicional.

Cuarto, durante todo el período de referencia la migración contribuyó a acentuar la ya sobresaliente composición educativa del Barrio Alto, pues redujo la proporción de población con bajo nivel de estudios (sin estudios y educación básica) y elevó la proporción de universitarios. En tal sentido, la migración parece no haber erosionado el Barrio Alto, ni en términos de crecimiento, como ya se comentó, ni en términos de composición educativa. Adicionalmente, tendió a reducir la diversidad educativa allí, porque al mismo tiempo que aumentó la proporción de población con educación universitaria, ampliamente sobrerrepresentada allí al punto de ser casi la mayoría absoluta en 2002, tendió a reducir la proporción de población con baja educación (tabla 4 y gráficos 1 y 2).

Quinto, durante el período de referencia, y en directa asociación con la reducción de la emigración neta del centro (que se aprecia de forma más realista con la migración intrametropolitana), la migración pasó de ser una fuerza erosionadora de la base de recursos humanos calificados del centro (con un efecto reductor de la población con estudios universitarios del orden del 20% en el quinquenio 1977-1982) a una fuerza que aumentó su porcentaje de universitarios mientras redujo el de los restantes grupos educativo. De esta manera, los esfuerzos para repoblar la zona central del AMGS, que, de acuerdo al censo de 2002, aún no lograban que este pasara a ser de emigración neta, sí modificaron las características de los migrantes, lo que permitió simultáneamente reducir las tasas de emigración y elevar las de inmigración de universitarios en mayor grado que el resto de los grupos educativos.

Y, sexto, el pericentro también cambia, pero en un sentido inverso al centro, pues de experimentar efectos de la migración sobre la composición educativa casi nulos entre 1977 y 1982 pasó a experimentar un claro efecto erosionador de la migración sobre el nivel educativo de su población, pues esta elevó la proporción de población con baja educación y redujo la proporción de población con alto nivel educativo, en particular la de los universitarios.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 7-46

28

¿Contribuye
la migración
interna a
reducir la
segregación
residencial?:
el caso
de Santiago
de Chile
1977-2002

Rodríguez
Vignoli/
Rowe

Tabla 4

AMGS, cinco grandes zonas: estructura educativa factual (con migración) y contrafactual (sin migración) de la población de 25 años y más, y efecto absoluto y relativo de la migración total e intrametropolitana sobre el porcentaje de población de los cinco grupos educativos 1977-1982; 1987-1992 y 1997-2002

Año y período	Migración total (intra y extrametropolitana), población de 25 años y más																				
	Gran Zona	Estructura de la población según nivel educativo										Efecto absoluto de la migración					Efecto relativo de la migración				
		Factual					Contrafactual														
		SE	B	M	T	U	SE	B	M	T	U	SE	B	M	T	U	SE	B	M	T	U
		Centro	4,5	37,9	48,0	2,7	6,9	4,4	37,2	47,3	2,8	8,3	0,2	0,7	0,6	-0,1	-1,4	3,6	1,9	1,4	-3,5
1982 (1977-1982)	Pericentro	5,9	49,5	38,5	2,1	4,0	5,8	50,0	38,3	2,1	3,8	0,1	-0,4	0,1	0,0	0,2	1,9	-0,9	0,4	0,1	4,8
	Periferia elitizada	7,6	61,8	26,9	1,4	2,3	8,1	64,4	24,9	1,2	1,4	-0,4	-2,6	2,0	0,2	0,9	-5,4	-4,0	7,9	15,8	62,1
	Periferia tradicional	6,9	52,2	35,4	1,9	3,6	7,1	53,3	34,6	1,9	3,1	-0,2	-1,0	0,8	0,0	0,4	-2,9	-2,0	2,3	2,4	13,5
	Barrio Alto	2,9	20,7	48,5	4,2	23,8	3,1	21,9	48,4	4,0	22,5	-0,3	-1,2	0,0	0,2	1,3	-8,8	-5,4	0,1	4,0	5,6
	Migración intrametropolitana, población de 25 años y más																				
	Gran Zona	Estructura de la población según nivel educativo										Efecto absoluto de la migración					Efecto relativo de la migración				
		Factual					Contrafactual														
		SE	B	M	T	U	SE	B	M	T	U	SE	B	M	T	U	SE	B	M	T	U
		Centro	4,6	38,5	47,8	2,7	6,5	4,4	37,7	47,5	2,8	7,5	0,1	0,7	0,3	-0,1	-1,0	2,8	1,9	0,5	-3,4
	Pericentro	6,0	49,8	38,3	2,1	3,8	5,9	50,1	38,2	2,0	3,7	0,1	-0,3	0,1	0,0	0,1	1,6	-0,6	0,2	0,5	2,5
	Periferia elitizada	7,6	62,2	26,7	1,4	2,1	8,1	64,4	24,9	1,2	1,4	-0,5	-2,2	1,8	0,2	0,7	-5,7	-3,4	7,2	15,1	49,3
	Periferia tradicional	6,9	52,6	35,2	1,9	3,4	7,1	53,5	34,4	1,9	3,0	-0,2	-1,0	0,8	0,1	0,4	-3,5	-1,8	2,4	2,7	11,7
	Barrio Alto	2,9	20,3	49,0	4,2	23,7	3,2	21,9	48,6	4,0	22,4	-0,3	-1,6	0,4	0,2	1,3	-10,4	-7,3	0,9	4,1	6,0
	Migración total (intra y extrametropolitana), población de 25 años y más																				
	Gran Zona	Estructura de la población según nivel educativo										Efecto absoluto de la migración					Efecto relativo de la migración				
		Factual					Contrafactual														
		SE	B	M	T	U	SE	B	M	T	U	SE	B	M	T	U	SE	B	M	T	U
		Centro	2,5	31,6	50,2	6,2	9,5	2,4	31,0	49,8	6,6	10,1	0,1	0,6	0,4	-0,4	-0,6	3,0	2,0	0,8	-6,6
1992 (1987-1992)	Pericentro	3,7	41,3	44,8	4,9	5,2	3,5	41,2	45,1	5,1	5,2	0,1	0,2	-0,3	-0,1	0,1	3,8	0,5	-0,6	-2,5	1,8
	Periferia elitizada	4,9	49,9	37,5	4,1	3,7	5,1	51,0	37,4	3,6	2,9	-0,2	-1,1	0,1	0,4	0,7	-3,2	-2,2	0,3	12,1	24,7
	Periferia tradicional	3,5	41,1	44,8	5,3	5,3	3,8	42,4	43,6	5,0	5,2	-0,3	-1,3	1,1	0,3	0,2	-7,0	-3,1	2,6	6,0	3,0
	Barrio Alto	1,5	15,6	41,0	9,2	32,6	1,6	16,5	41,9	9,3	30,7	0,0	-0,9	-0,9	-0,1	1,9	-2,2	-5,4	-2,2	-0,5	6,2
	Migración intrametropolitana, población de 25 años y más																				
	Gran Zona	Estructura de la población según nivel educativo										Efecto absoluto de la migración					Efecto relativo de la migración				
		Factual					Contrafactual														
		SE	B	M	T	U	SE	B	M	T	U	SE	B	M	T	U	SE	B	M	T	U
		Centro	2,6	32,0	50,3	6,1	9,0	2,5	31,2	50,4	6,4	9,5	0,1	0,8	-0,1	-0,3	-0,5	3,3	2,5	-0,2	-4,5
	Pericentro	3,7	41,6	44,7	4,9	5,1	3,6	41,3	45,1	5,0	5,1	0,1	0,3	-0,3	-0,1	0,0	4,0	0,7	-0,8	-2,3	0,1
	Periferia elitizada	5,0	50,1	37,4	4,0	3,5	5,1	51,1	37,3	3,6	2,9	-0,2	-1,0	0,1	0,4	0,7	-3,3	-2,0	0,3	11,9	23,0
	Periferia tradicional	3,6	41,3	44,7	5,3	5,2	3,8	42,6	43,5	4,9	5,1	-0,3	-1,3	1,2	0,3	0,1	-7,3	-3,1	2,7	6,5	2,2
	Barrio Alto	1,6	15,1	41,3	9,3	32,8	1,6	16,4	42,1	9,2	30,7	0,0	-1,3	-0,8	0,1	2,0	-2,0	-7,8	-1,9	0,7	6,6

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 7-46

29

¿Contribuye la migración interna a reducir la segregación residencial?: el caso de Santiago de Chile 1977-2002

Rodríguez Vignoli/
Rowe

Tabla 4 (continuación)

2002 (1997- 2002)	Gran Zona	Migración total (intra y extrametropolitana), población de 25 años y más																			
		Estructura de la población según nivel educativo										Efecto absoluto de la migración					Efecto relativo de la migración				
		Factual					Contrafactual														
		SE	B	M	T	U	SE	B	M	T	U	SE	B	M	T	U	SE	B	M	T	U
		Centro	2,6	20,8	44,5	13,8	18,2	2,8	22,1	44,5	13,7	17,0	-0,1	-1,3	0,1	0,1	1,3	-4,5	-6,0	0,2	0,8
Pericentro	4,3	29,8	45,9	10,6	9,4	4,1	29,2	45,9	11,1	9,7	0,2	0,6	0,0	-0,4	-0,3	4,4	2,2	-0,1	-4,0	-3,4	
Periferia elitizada	4,5	32,7	39,5	10,3	12,9	4,7	34,2	41,6	10,0	9,5	-0,2	-1,5	-2,1	0,4	3,5	-4,0	-4,5	-5,0	3,5	36,5	
Periferia tradicional	3,5	28,1	46,8	12,5	9,2	3,5	28,1	46,5	12,3	9,5	0,0	-0,1	0,2	0,2	-0,3	-0,1	-0,2	0,5	1,3	-3,4	
Barrio Alto	1,2	9,3	27,8	14,5	47,1	1,3	9,6	28,0	14,6	46,5	-0,1	-0,3	-0,3	-0,1	0,7	-6,2	-2,8	-0,9	-0,4	1,4	
	Gran Zona	Migración intrametropolitana, población de 25 años y más																			
		Estructura de la población según nivel educativo										Efecto absoluto de la migración					Efecto relativo de la migración				
		Factual					Contrafactual														
		SE	B	M	T	U	SE	B	M	T	U	SE	B	M	T	U	SE	B	M	T	U
		Centro	2,7	21,2	45,2	13,7	17,3	2,7	21,3	45,5	13,7	16,7	0,0	-0,2	-0,3	-0,1	0,5	-1,0	-0,9	-0,6	-0,6
Pericentro	4,3	29,9	45,9	10,6	9,3	4,1	29,2	45,9	11,0	9,7	0,2	0,7	0,0	-0,4	-0,4	4,1	2,3	-0,1	-4,0	-4,0	
Periferia elitizada	4,6	32,8	39,7	10,3	12,7	4,8	34,3	41,6	10,0	9,4	-0,2	-1,5	-2,0	0,3	3,3	-4,1	-4,3	-4,8	3,3	35,3	
Periferia tradicional	3,5	28,1	46,9	12,5	9,0	3,5	28,2	46,6	12,3	9,4	0,0	-0,1	0,3	0,2	-0,3	-1,1	-0,4	0,6	1,6	-3,6	
Barrio Alto	1,2	9,0	27,9	14,5	47,3	1,3	9,6	28,2	14,5	46,4	-0,1	-0,6	-0,3	0,1	1,0	-6,0	-6,4	-1,2	0,4	2,1	

Fuente: elaboración propia con base en microdatos de censos de Chile 1982, 1992 y 2002

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 7-46

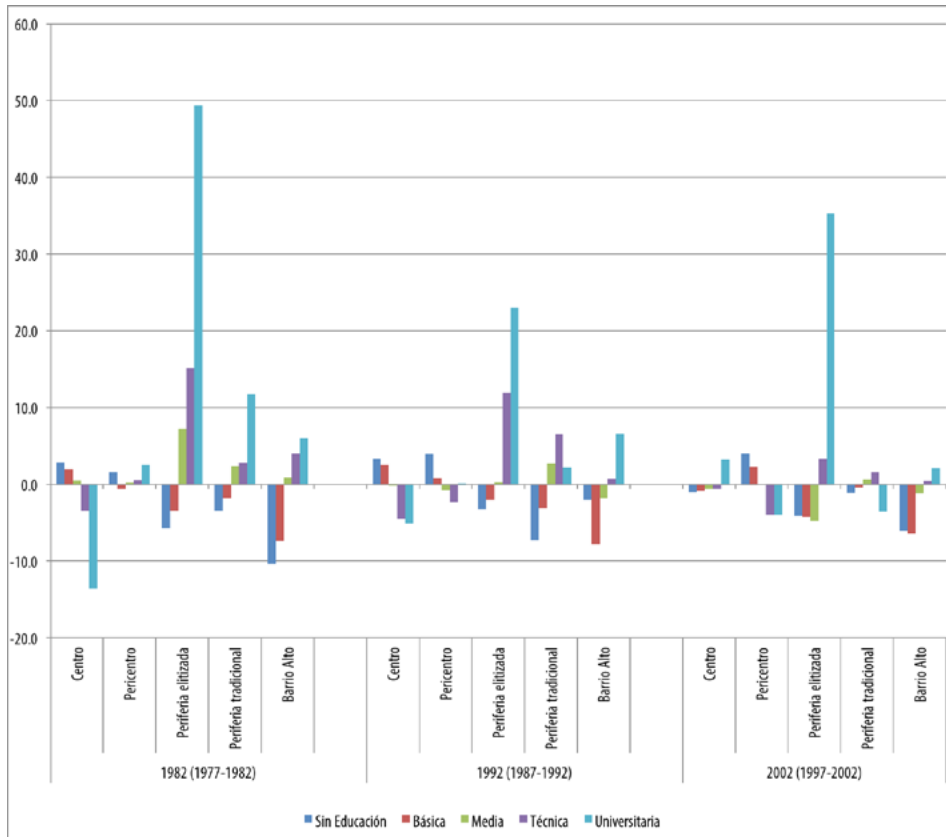
30

¿Contribuye
la migración
interna a
reducir la
segregación
residencial?:
el caso
de Santiago
de Chile
1977-2002

Rodríguez
Vignoli/
Rowe

Gráfico 1

AMGS, cinco grandes zonas: efecto relativo de la migración *total* sobre la composición por grupos educativos, población de 25 años y más, 1977-1982; 1987-1992 y 1997-2002



Fuente: elaboración propia con base en microdatos de censos de Chile 1982, 1992 y 2002

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

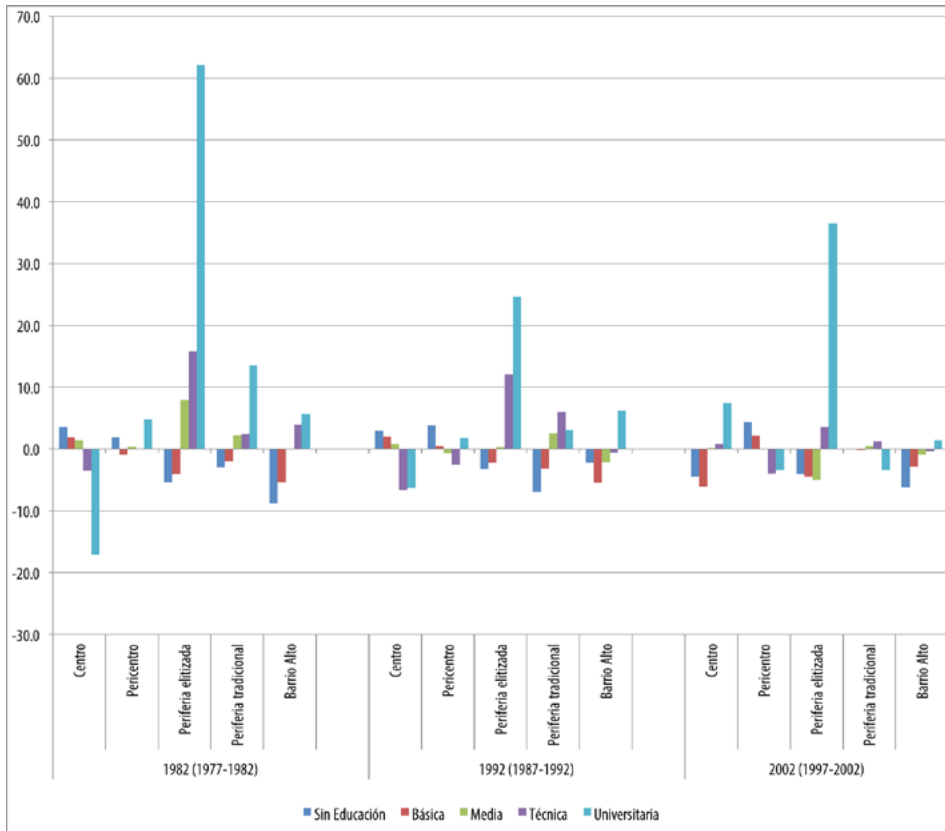
pp. 7-46

31

¿Contribuye la migración interna a reducir la segregación residencial?: el caso de Santiago de Chile 1977-2002

Rodríguez
Vignoli/
Rowe

Gráfico 2
AMGS, cinco grandes zonas: efecto relativo de la migración intrametropolitana sobre la composición por grupos educativos, población de 25 años y más, 1977-1982; 1987-1992 y 1997-2002



Fuente: elaboración propia con base en microdatos de censos de Chile 1982, 1992 y 2002

Efecto de la migración sobre la segregación residencial de grupos educativos

En las tablas 5 y 6 se muestra por primera vez evidencia rigurosa sobre estos asuntos, basada en la única fuente disponible en la región para su estudio (los microdatos censales).

Y los resultados muestran que la migración ha tenido efectos significativos sobre el índice de segregación residencial de los grupos educativos usado en este trabajo, en los tres lapsos observados durante el período examinado aquí. Sin embargo, sus efectos difieren, en algunos casos de forma importante, de lo sugerido por la mayor parte de la literatura y los investigadores. De hecho, contra la idea de que los efectos reductores de la segregación debían ser más frecuentes y elevados en el último censo, que captó totalmente el proceso de reconfiguración socioespacial de la metrópolis —incluyendo la constitución de la periferia elitizada—, la salida de familias jóvenes desde el nicho de la clase alta y la diversificación social de la periferia, los resultados sugieren lo contrario. Los efectos reductores eran más frecuentes y mayores en 1977-1982 y en 1987-1992 que en 1997-2002. Esto se aprecia de manera

inmediata en la tabla 5 porque los valores negativos fueron coloreados con rojo y este color predomina ampliamente en la zona inferior e intermedia de la tabla mientras desaparece en la superior. Esto último significa que, de acuerdo al censo de 2002, en el período 1997-2002 la migración solo tuvo efectos elevadores de la segregación residencial para los cinco grupos socioeducativos, las dos escalas geográficas (grandes zonas y comunas) y los dos tipos (total e intrametropolitana), examinados en este trabajo.

Por otra parte, la hipótesis más fuerte vinculada a un grupo educativo específico, a saber, la reducción de la segregación del grupo de mayor nivel educativo por la dispersión de la clase alta, se descarta, no solo para el período 1997-2002, sino para los tres quinquenios examinados, ya que en todos ellos la migración ha tendido a elevar el índice de segregación residencial de este grupo. Es sorprendente que esto también haya ocurrido en el quinquenio captado por el censo de 2002, porque los mismos datos de dicho censo muestran una salida importante de población universitaria desde el Barrio Alto hacia la periferia elitizada²², así como tasas de migración neta de universitarios mayores en otras zonas (incluyendo la periferia tradicional).²³ Sin embargo, la virtud del procedimiento expuesto en este trabajo es, justamente, sintetizar en un indicador el efecto de todos los intercambios migratorios y no solo de los más visibles para el público o incluso los estudiosos. Lo que ocurrió en el período 1997-2002 fue un proceso de ampliación y consolidación del Barrio Alto como hábitat de la clase alta, lo que se dio en virtud de proceso de extensión horizontal de esta hacia la cordillera, ocupación de espacios vacíos y crecimiento vertical por renovación completa de espacios residenciales (recambio de manzanas e viviendas por manzana de edificios). Un primer signo de la continuidad del Barrio Alto como polo de atracción de la clase alta fueron sus tasas de migración neta positiva de universitarios (rever tablas 3 y 4) y el efecto de la migración aumentador del porcentaje de universitarios en su población (rever gráficos 1 y 2). Lo que se muestra ahora de forma categórica es que la combinación de todos los efectos de la migración sobre la composición educacional de todas las grandes zonas y comunas del AMGS, ha tenido, contra la hipótesis ampliamente predominante en la literatura, un efecto de aumento de la segregación del grupo de mayor educación, pues la migración ha conllevado el aumento de la concentración de la población de alto nivel educativo en su hábitat histórico (Barrio Alto), neutralizando el efecto que también tuvo la migración de aumentar la proporción de universitarios del AMGS residentes en la periferia elitizada.

- 22 Los emigrantes del Barrio Alto de 25 años y más con educación universitaria en el período 1997-2002 fueron 4305, 2277, 5179 y 3600 hacia el centro, el pericentro, la periferia elitizada y la periferia tradicional, respectivamente. Entonces, si bien pierde con la periferia elitizada, ratificando que la expansión de esta última proviene, al menos en parte, de familias acomodadas que residían en el Barrio Alto, gana con el resto y su saldo intrametropolitano es positivo (1925). Este saldo aumenta hasta 6119 al considerar los intercambios con las otras dos áreas incluidas en las matrices. Lo anterior se debe exclusivamente al saldo favorable del Barrio Alto en su intercambio con el «resto del país» (6374), porque en su intercambio con el «resto de la Región Metropolitana» el Barrio Alto registra un saldo negativo de 2180, sugiriendo que la salida de familias acomodadas no se limitaba a la periferia elitizada y en ese período ya avanzaba hacia otras comunas de la Región Metropolitana fuera del AMGS, lo que será objeto de investigaciones futuras. Todos estos resultados provienen de las matrices de migración entre grandes zonas del AMGS y dos áreas restantes del país, que no se presentan en el documento, pero están disponibles a solicitud.
- 23 La mayor tasa de migración neta de población de 25 años y más con educación universitaria de la periferia tradicional en el período 1997-2002 obedece a su intercambio con otras grandes zonas del AMGS (en particular el centro y el pericentro) y del resto del país, pues como se deduce de la nota previa, en su intercambio con el Barrio Alto registró un saldo negativo de este grupo educativo.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 7-46

33

¿Contribuye la migración interna a reducir la segregación residencial?: el caso de Santiago de Chile 1977-2002

Rodríguez
Vignoli/
Rowe

El grupo más excluido, la población sin educación, registra un efecto reductor de la migración sobre su segregación residencial en 1977-1982. Aunque sea un efecto reductor pequeño (-1,2% migración total y -0,2% migración intrametropolitana en cinco años) se trata de un resultado sorprendente, porque en dicho período se inician los procesos de erradicación (expulsión en muchos casos) de buena parte de los asentamientos pobres que existían en el Barrio Alto, lo que directamente aumenta la segregación, más aun si esta población fue trasladada a la periferia, donde ya estaba representada. La inspección de los resultados detallados del procedimiento (disponible a solicitud) revela los riesgos de extraer conclusiones a partir de un solo flujo migratorio, cuando el efecto total depende de los efectos de todos los flujos. Ocurre que los datos validan totalmente las hipótesis de que la migración de la población de 25 años y más sin educación tuvo efectos «segregadores» sobre este grupo, pues redujo la fracción de su población que residía en el Barrio Alto (donde estaba subrepresentada) y aumentó su fracción en la periferia (donde estaba sobrerrepresentada). Pero tales efectos fueron sobrecompensados por dos fuerzas diferentes:

1. el aumento de la representación del «resto» de los grupos educativos en la periferia, que anuló el aumento del aporte a la disimilitud derivado del incremento de la fracción de la población de 25 años y más sin educación que vive allí;
2. el aumento de la disimilitud en el centro y en el pericentro, donde la concentración de población sin educación aumentó más que la del resto (pericentro) o disminuyó menos (centro).

En fin, se trata de muchos resultados, algunos de ellos complejos, que se resumen en un solo indicador con el procedimiento aplicado en este trabajo, lo que refuerza su parsimonia y comunicabilidad, aunque también revela la necesidad de análisis más detallados y pormenorizados de los cálculos para entender los resultados, primero en términos matemáticos y luego conceptuales.

Los otros grupos educativos no presentan patrones claros y, como ya se dijo, hay menos hipótesis sobre ellos, en particular por el documentado fenómeno de que los grupos intermedios suelen ser los de menor y más estable nivel de segregación (Cepal, 2014; Roberts y Wilson, 2009). Cualquiera sea el caso, sus tendencias son fluctuantes y en general registran una gran dispersión en sus efectos, aunque en ningún caso el efecto de la migración los lleva a acercarse a los del grupo de universitario, que por lejos es el de mayor (auto)segregación, lo que no es una sorpresa (Cepal, 2014; Rodríguez, 2013; Roberts y Wilson, 2009).

Cabe destacar que todos estos resultados son bastante robustos porque se mantienen, en lo sustancial, para ambos tipos de migración y también al controlar la edad. Respecto de la distinción entre migración total e intrametropolitana, más importante que la coincidencia en el signo entre ambas (lo que no es tan raro al considerar que la intrametropolitana es un subconjunto de la total) es que la fracción que representa el efecto de la migración intrametropolitana dentro de la total ha tendido a reducirse, pese a que esta migración ha tendido a aumentar su peso dentro de la migración del AMGS. La explicación de lo anterior es que mientras en los períodos 1977-1982 y 1987-1992 la migración extrametropolitana tenía un efecto escaso en materia de segregación (no por cuantía de los migrantes, sino porque el patrón de asentamiento territorial de emigrantes e inmigrantes por nivel educativo no difería mayormente del patrón de localización de los no migrantes), en el período 1997-2002 parece haber mayor diferencia y con ello

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 7-46

34

¿Contribuye
la migración
interna a
reducir la
segregación
residencial?:
el caso
de Santiago
de Chile
1977-2002

Rodríguez
Vignoli/
Rowe

ejercer un efecto más importante en materia de segregación. Un caso importante es el de la segregación del grupo de universitarios, porque el hallazgo comentado anteriormente y que contraría al grueso de la literatura (el efecto elevador de la segregación de este grupo que tuvo la migración) *no* se explica por la migración del Barrio Alto con el resto del país. Esta última contribuye también a elevar la segregación, porque la inmigración de universitarios tiende a concentrarse en la zona central y en el Barrio Alto, pero también lo hace la migración intrametropolitana.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 7-46

35

*¿Contribuye
la migración
interna a
reducir la
segregación
residencial?:
el caso
de Santiago
de Chile
1977-2002*

Rodríguez
Vignoli/
Rowe

Tabla 5

AMGS: efecto de la migración interna sobre la segregación residencial (índice de disimilitud factual y contrafactual y efecto relativo) a escala de *grandes zonas*, población de cinco niveles educativo y tres grupos de edad, 1977-1982; 1987-1992 y 1997-2002

Censo y periodos de referencia	Grupo de edad	Indicador (Índice de segregación factual y contrafactual y efecto de la migración sobre el índice de segregación)	Total					Intrametropolitana				
			Sin educación	Básica	Media	Técnica Superior	Universitaria	Sin educación	Básica	Media	Técnica Superior	Universitaria
RELAP Año 11 Número 21 Segundo semestre Julio a diciembre de 2017 pp. 7-46	25 y más	Factual	12,31	15,33	10,33	4,97	36,71	11,85	15,11	10,16	5,02	36,53
		Contrafactual	11,62	14,47	9,49	4,55	34,66	11,65	14,81	9,65	4,49	35,47
		Efecto relativo	5,9	5,9	8,8	9,2	5,9	1,7	2,0	5,3	11,9	3,0
	25-34 años	Factual	11,00	12,93	18,30	2,95	36,92	10,10	12,83	17,59	2,91	36,35
		Contrafactual	9,83	9,99	16,81	1,95	32,90	9,90	12,00	16,78	2,18	34,17
		Efecto relativo	11,8	29,4	8,9	51,5	12,2	2,1	6,9	4,8	33,1	6,4
	35 a 59 años	Factual	11,28	15,80	12,98	7,36	37,12	11,09	15,77	12,86	7,39	37,14
		Contrafactual	10,74	15,09	12,23	7,17	35,76	11,01	15,50	12,43	7,37	36,57
		Efecto relativo	5,1	4,7	6,2	2,7	3,8	0,7	1,8	3,4	0,3	1,6
	25 y más	Factual	11,34	16,88	3,59	10,50	39,45	11,00	16,91	3,41	10,40	40,23
		Contrafactual	12,45	17,72	4,11	11,95	37,55	12,11	17,70	4,17	11,64	38,78
		Efecto relativo	-8,9	-4,8	-12,8	-12,2	5,1	-9,2	-4,5	-18,2	-10,7	3,7
	25 a 34 años	Factual	8,14	12,2	10,44	11,48	37,32	7,52	12,5	10,29	11,7	36,65
		Contrafactual	10,99	13,43	9,41	12,62	38,17	10,20	13,60	9,57	12,64	37,34
		Efecto relativo	-25,9	-8,8	10,9	-9,1	-2,2	-26,3	-7,8	7,5	-7,3	-1,9
	35 a 59 años	Factual	10,34	19,58	5,02	12,75	41,42	10,28	19,53	4,99	12,77	41,67
		Contrafactual	10,91	19,90	5,54	13,20	39,20	10,86	19,95	5,64	13,26	40,24
		Efecto relativo	-5,2	-1,6	-9,3	-3,4	5,7	-5,3	-2,1	-11,4	-3,7	3,6
¿Contribuye la migración interna a reducir la segregación residencial?: el caso de Santiago de Chile 1977-2002 Rodríguez Vignoli/Rowe	25 y más	Factual	12,13	20,57	11,08	13,98	39,30	11,92	20,63	11,34	13,97	40,31
		Contrafactual	12,28	21,18	11,53	13,92	37,50	11,94	21,08	11,73	14,13	38,03
		Efecto relativo	-1,2	-2,9	-3,9	0,4	4,8	-0,2	-2,1	-3,4	-1,1	6,0
	25 a 34 años	Factual	7,28	17,3	8,45	15,42	33,94	7,17	17,4	8,37	15,4	34,56
		Contrafactual	8,11	18,69	7,95	14,99	35,16	7,52	18,33	8,27	15,57	35,07
		Efecto relativo	-10,3	-7,6	6,4	2,8	-3,5	-4,6	-4,9	1,3	-1,1	-1,4
	35 a 59 años	Factual	13,39	22,97	14,46	13,30	47,02	13,39	22,99	14,58	13,49	47,56
		Contrafactual	13,18	23,24	14,75	13,45	44,08	13,05	23,23	14,86	13,56	45,53
		Efecto relativo	1,6	-1,2	-2,0	-1,1	6,7	2,6	-1,0	-1,9	-0,5	4,5

Fuente: elaboración propia con base en microdatos de censos de Chile 1982, 1992 y 2002

Nota: En rojo valores negativos, lo que significa que la migración contribuyó a bajar la segregación (o autosegregación) de dicho grupo educativo.

Tabla 6

AMGS: efecto de la migración interna sobre la segregación residencial (índice de disimilitud factual y contrafactual y efecto relativo) a escala de comunas, población de cinco niveles educativo y tres grupos de edad, 1977-1982; 1987-1992 y 1997-2002

Año censal y período de referencia migración	Grupo de edad	Indicadores	Total					Intrametropolitana				
			Sin educación	Básica	Educación Media	Educación Técnica Superior	Universitaria	Sin educación	Básica	Educación Media	Educación Técnica Superior	Universitaria
2002 (1997-2002)	25 y más	ID Factual	20,18	21,65	11,58	13,60	39,78	18,89	20,74	10,84	12,79	40,36
		ID Contrafactual	19,20	21,10	10,74	12,85	38,51	18,06	20,53	10,17	12,13	39,45
		Efecto relativo de la migración sobre el ID	5,11	2,64	7,87	5,86	3,31	4,56	1,04	6,61	5,48	2,31
	25-34 años	ID Factual	18,29	21,70	17,01	12,63	39,64	16,97	20,21	18,48	11,81	39,87
		ID Contrafactual	16,95	20,78	16,08	12,06	37,40	15,92	19,70	17,89	11,54	38,39
		Efecto relativo de la migración sobre el ID	7,92	4,41	5,82	4,77	5,97	6,56	2,62	3,31	2,35	3,87
	35 a 59 años	ID Factual	20,83	24,66	14,83	16,98	40,77	20,30	24,03	13,71	15,92	41,86
		ID Contrafactual	20,51	24,74	14,19	16,97	40,09	20,05	23,88	13,29	16,13	41,35
		Efecto relativo de la migración sobre el ID	1,57	-0,32	4,49	0,07	1,69	1,26	0,61	3,17	-1,28	1,23
1992 (1987-1992)	25 y más	ID Factual	13,45	15,81	9,75	17,05	43,11	13,04	15,66	10,02	17,28	43,94
		ID Contrafactual	13,61	14,81	9,30	17,43	42,29	13,39	14,83	9,59	17,35	43,07
		Efecto relativo de la migración sobre el ID	-1,20	6,81	4,74	-2,18	1,95	-2,57	5,57	4,42	-0,45	2,03
	25-34 años	ID Factual	13,44	21,08	12,31	16,45	41,17	13,23	21,33	12,36	16,61	41,80
		ID Contrafactual	14,16	19,49	10,62	15,99	38,83	13,78	19,80	11,00	16,11	39,50
		Efecto relativo de la migración sobre el ID	-5,06	8,17	15,85	2,92	6,04	-4,00	7,71	12,34	3,05	5,83
	35 a 59 años	ID Factual	17,37	26,10	12,94	17,39	47,47	17,43	26,13	12,99	17,47	47,66
		ID Contrafactual	16,72	25,38	12,14	17,01	45,77	17,04	25,65	12,39	17,16	46,53
		Efecto relativo de la migración sobre el ID	3,89	2,83	6,60	2,26	3,72	2,31	1,89	4,79	1,82	2,42

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 7-46

37

¿Contribuye la migración interna a reducir la segregación residencial?: el caso de Santiago de Chile 1977-2002

Rodríguez Vignoli/Rowe

Tabla 6 (continuación)

Año censal y período de referencia migración	Grupo de edad	Indicadores	Total					Intrametropolitana				
			Sin educación	Básica	Educación Media	Educación Técnica Superior	Universitaria	Sin educación	Básica	Educación Media	Educación Técnica Superior	Universitaria
RELAP Año 11 Número 21 Segundo semestre Julio a diciembre de 2017 pp. 7-46	25 y más	ID Factual	14,90	23,78	13,97	17,50	42,92	14,75	23,88	14,29	17,61	43,58
		ID Contrafactual	15,19	24,00	14,22	16,83	42,50	14,90	23,97	14,50	17,15	42,87
		Efecto relativo de la migración sobre el ID	-1,86	-0,92	-1,75	4,00	0,98	-1,00	-0,41	-1,43	2,65	1,66
	25-34 años	ID Factual	12,40	22,45	12,25	16,81	40,70	12,68	22,53	12,39	17,02	41,31
		ID Contrafactual	12,58	22,83	12,14	15,53	40,43	12,24	22,75	12,57	16,16	40,56
		Efecto relativo de la migración sobre el ID	-1,38	-1,68	0,88	8,23	0,67	3,63	-0,93	-1,37	5,30	1,85
	35 a 59 años	ID Factual	18,27	27,46	20,76	19,00	51,77	18,28	27,54	20,88	19,17	52,32
		ID Contrafactual	17,47	26,93	20,37	18,33	50,30	17,46	27,05	20,57	18,52	50,92
		Efecto relativo de la migración sobre el ID	4,62	1,96	1,95	3,63	2,91	4,69	1,82	1,52	3,54	2,75

Fuente: elaboración propia con base en microdatos de censos de Chile 1982, 1992 y 2002

Síntesis, discusión, conclusiones y desafíos

Con base en la bibliografía existente, se levantaron cinco hipótesis que reiteradamente se plantean casi como hechos irrefutables, pero que hasta la fecha no habían sido evaluadas empíricamente. Los resultados del procedimiento novedoso aplicado en este trabajo permiten confirmar algunas de estas hipótesis, matizar o cuestionar otras y finalmente rechazar una, la más importante del estudio. Dos de las hipótesis que se validan empíricamente eran altamente previsibles de ser efectivas por la evidencia parcial de otras fuentes; en tal sentido, más que hallazgos sorprendentes el aporte del trabajo consiste, principalmente, en proporcionar una estimación del indicador novedoso que valida estas hipótesis. Una de las hipótesis que se valida es más controversial, pero claramente su aceptación erosiona la tesis de la dispersión de la elite o del ocaso del Barrio Alto. Las hipótesis que se matizan, cuestionan o rechazan, sí tienden a ser más sorprendidas y en tal sentido cuestionan parte de la narrativa predominante sobre este tema, aportando así a una discusión que está lejos de cerrada.

El examen empírico de las hipótesis se realiza mediante la aplicación del procedimiento novedoso descrito en la sección metodológica para estimar el efecto de la migración sobre la segregación residencial de cinco grupos educativos —medida esta última con el índice de segregación (o índice de disimilitud de «minoría» contra resto)—, entre las cinco grandes áreas del AMGS usadas en este texto. Para controlar el efecto de la edad, los cálculos se presentan para la población de 25 años y más y para dos subgrupos etarios (25 a 34 y 35 a 59 años) en el entendido de que si no hay diferencias importantes entre los

resultados del total y de estos grupos, la edad (más precisamente, las diferentes estructuras etarias de migrantes y no migrantes y de los grupos educativos) no contaminaría los resultados obtenidos. Adicionalmente, para evaluar el efecto de la escala altamente agregada usada en el texto, por las razones conceptuales expuestas en el marco teórico, el procedimiento también se aplicó a la escala más desagregada que permite la fuente utilizada (el censo), como es la comuna.²⁴ En este texto solo se presentan los valores factuales y contrafactuales del índice de segregación de cada grupo educativo que entrega el procedimiento, y luego el indicador de efecto relativo de la migración sobre ese índice. Finalmente, para tratar con especial atención a la migración intrametropolitana, los resultados se segmentan entre efecto de la migración total, que incluye la extra y la intrametropolitana, y efecto de la migración intrametropolitana.

La primera hipótesis aceptada es que la gran zona denominada *periferia elitizada* efectivamente experimentó un cambio significativo en su composición educativa debido a la migración, en particular la migración intrametropolitana, y, tal como se esperaba, este cambio fue un aumento importante de la proporción representada por población de educación alta, en particular universitaria. De hecho, esta gran zona pasó de ser en 1982 la última de las cinco en materia de proporción de universitarios a ser la tercera en 2002 y a acercarse rápidamente a la segunda (centro). Lo anterior también llevó a que esta zona aumentara de manera significativa su peso como residencia de población universitaria. Esto es un antecedente importante para la hipótesis final sobre el efecto de la migración en la segregación residencial. Sin embargo, sus números iniciales eran tan bajos que este aumento implicó que en 2002 esta zona todavía representara menos del 5% de la población universitaria del AMGS. Ahora bien, un hallazgo sorpresivo del estudio es que la periferia elitizada registró este efecto de la migración elevador de su nivel educativo durante todo el período de observación y no solo desde la década del noventa, cuando emerge como zona de interés y de novedad para los investigadores urbanos y las inmobiliarias privadas. Claro que en esta última década se aprecia un salto en sus índices de migración neta de universitarios concomitante con la masificación de los condominios (cerrados en algunos casos) destinados a la clase alta y media alta allí.

La segunda hipótesis aceptada es que el Barrio Alto mantiene su atractivo para los universitarios, la migración, tanto la extrametropolitana como la intrametropolitana, tiene como efecto aumentar la proporción de universitarios y disminuir la del resto de grupos educativos y, finalmente —y clave para la hipótesis final sobre el efecto de la migración en la segregación residencial—, la migración favoreció el aumento de la ya muy alta proporción de población universitaria del AMGS que reside en el Barrio Alto. Si bien esta aceptación tiene antecedentes en la literatura (Agostini *et al.*, 2016; Rodríguez, 2012 y 2007), choca contra la mayor parte de ella, que en general aceptó, sin comprobar empíricamente, la hipótesis de la dispersión de la elite y de la salida masiva de familias universitarias en fase de crianza hacia la periferia elitizada o incluso más allá. Aunque esto último efectivamente aconteció, como se deduce de la aceptación de la hipótesis mencionada en el punto anterior, no fue tan masiva y, sobre todo, y esto es lo que no vio la literatura hegemónica, no compensó el pertinaz atractivo de esta zona para migrantes universitarios de otras regiones del país y de otras zonas del AMGS.

La hipótesis de que el pericentro ve erosionada su base de recursos humanos por la migración, es aceptada solo parcialmente, pues tal efecto se verifica solo en el último

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 7-46

39

¿Contribuye
la migración
interna a
reducir la
segregación
residencial?:
el caso
de Santiago
de Chile
1977-2002

Rodríguez
Vignoli/
Rowe

24 Los datos zona por zona, así como comuna por comuna, están disponibles a solicitud.

censo. De acuerdo a los censos de 1982 y 1992, los efectos de la migración sobre la composición educativa fueron pequeños y contrapuestos (aumentó la proporción de población sin educación y universitarios), por lo que tendieron anularse en términos sustantivos. Estas ambigüedades podrían deberse, al menos en parte, a una cierta heterogeneidad del pericentro con una gran mayoría de comunas en proceso de decadencia durante el período de observación pero con dos que han experimentado más bien una renovación urbana y una suerte de gentrificación de clase media basada en edificación vertical (San Miguel y Macul). Cualquiera sea el caso, el pericentro es una zona muy importante del AMGS en términos de población y de funcionamiento, pero históricamente ha sido postergado por las políticas urbanas e invisibilizada por los investigadores urbanos, que se han concentrado en el contrapunto centro-periferia y en las otras dos grandes zonas examinadas en este estudio (periferia elitizada y Barrio Alto).

En conexión con la hipótesis anterior, de acuerdo al censo de 2002, el centro sí muestra una inflexión importante del efecto de la migración sobre su composición educativa, que coincide con su revitalización inmobiliaria y los primeros signos de recuperación del atractivo migratorio o de reducción de la expulsión al menos (Rodríguez, 2007). Aunque durante todo el período de referencia es expulsor de población de todos los grupos educativos, en el último (1997-2002) la menor tasa la registra el grupo de universitarios, por lo cual el efecto de la migración sobre la composición educativa es elevar la proporción de universitarios luego de un período durante el que la migración redujo marcadamente esta proporción. En el caso del centro es muy importante examinar por separado los resultados de los dos tipos de migración, pues la total está distorsionada por las enormes tasas de emigración derivadas de la sinonimia de la comuna de Santiago (eje de la zona centro) con la ciudad de Santiago (problema que no existe en el caso de la migración intrametropolitana). Y al examinar esta última se ratifica el hallazgo anterior, por lo que se valida la hipótesis de una inflexión en el efecto de la migración sobre la composición educativa del centro (desde reductor a elevador).

La hipótesis sobre el efecto aumentador del nivel educativo de la migración en la periferia tradicional se acepta parcialmente, porque tal efecto solo se verifica según los censos de 1982 y 1992, pero no según el censo de 2002, justamente aquel que debiera haber captado, según la literatura predominante, los mayores procesos de diversificación social y educativa de esta periferia por migración. Desde luego la periferia tradicional ha sido muy atractiva para la población con educación alta, pero también lo ha sido para la población de todos los otros grupos educativos, por lo cual la migración no modificó sustancialmente su composición educativa. Ciertamente, la separación de la periferia elitizada incide en los datos, porque de integrarse ambas el ascenso educativo de la periferia elitizada por migración podría inclinar la balanza en ese sentido. Con todo, el hecho de que según el censo de 2002 la migración haya tenido un efecto claramente depresor de la composición educativa de la periferia tradicional supone un balde de agua fría para las hipótesis de la diversificación (y ascenso) educativo de la periferia por migración.

Finalmente, respecto de la hipótesis sobre el efecto de la migración reductor de la segregación residencial, los datos muestran un panorama bastante diferente al sugerido por la mayor parte de la literatura narrativa examinada en la sección de antecedentes, y en tal sentido la hipótesis tiende a rechazarse. En primer lugar, el efecto de la migración sobre la segregación ha sido reductor para algunos grupos educativos, en particular para los de menor nivel, y se concentró en las décadas del setenta y del ochenta y no en la década del

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 7-46

40

¿Contribuye
la migración
interna a
reducir la
segregación
residencial?:
el caso
de Santiago
de Chile
1977-2002

Rodríguez
Vignoli/
Rowe

noventa. En segundo lugar, en la década del noventa, cuando el efecto «reductor» debió haber alcanzado su máximo de acuerdo a la literatura revisada, se registra justamente lo inverso: la migración tendió a aumentar la segregación de todos los grupos educativos. En tercer lugar, en ninguno de los tres quinquenios observados la migración tendió a reducir la segregación (autosegregación) del grupo de mayor educación, lo cual colisiona frontalmente con las hipótesis de que la migración interna había contribuido a una masiva dispersión de la clase alta. Y en cuarto lugar, los resultados anteriores son muy robustos porque a grandes trazos se mantienen controlando la edad, controlando la escala (a nivel de municipio) y controlando el tipo de migración.

Por otra parte, los resultados corroboran hechos estilizados previamente documentados (Agostini *et al.*, 2016; Cepal, 2014; Rodríguez, 2012, 2009 y 2001; Sabatini *et al.*, 2009) como el mayor nivel de segregación (autosegregación) de los grupos educativos privilegiados, en este caso los universitarios, que en caso todas las mediciones bordea o superan el valor de 40, lo que significa que al menos un 40% de esa población debiera migrar desde las zonas en que está sobrerrepresentada (el Barrio Alto, básicamente) a zonas en las que está subrepresentada (el resto de las zonas, salvo la periferia elitizada), para distribuirse geográficamente (entre grandes zonas) de manera equivalente a la población perteneciente al resto (agrupado) de los grupos educativos.

En cambio, no corroboran algunas hipótesis sobre una segregación sobresaliente y en particular un aislamiento extremo de los grupos más excluidos, como la población sin educación. Como esta última tiene un evidente sesgo etario (mucho más frecuente entre la población de mayor edad), los cálculos basados en el grupo de 25 a 39 años controlan este efecto y ratifican el hallazgo, porque este grupo, claramente de máxima exclusión en un país donde la educación básica se universalizó durante el siglo xx, no presenta niveles de segregación sobresalientes.

De esta manera, es posible concluir que el AMGS ha experimentado importantes cambios en las últimas décadas y que la migración interna —tanto en su modalidad «externa», es decir, el intercambio de zonas o comunas del AMGS con el resto del país, como en su modalidad intrametropolitana— ha desempeñado un papel muy relevante en tales cambios. Pero sus efectos no han sido exactamente los sugeridos por la literatura predominante, lo que obliga a una revisión del discurso que han elaborado los especialistas urbanos sobre esta materia y replantearse cuestiones centrales sobre la tendencia de la segregación residencial.

Cabe mencionar que el examen de la diversificación social —o su opuesto, la homogenización social— efectuado en esta investigación, es más bien exploratorio, por cuanto no concluye con la estimación del efecto de la migración sobre el grado de heterogeneidad u homogeneidad en cada zona. Esto último es un desafío metodológico para futuras investigaciones, para las cuales se deberá elaborar un procedimiento especial, que parte por la identificación del indicador sintético de homogeneidad/heterogeneidad (por ejemplo, alguno de los dos índices de exposición propuestos por Massey y Denton, 1988) y luego el desarrollo del algoritmo para estimar el factual y el contrafactual de dicho índice, siendo la única variable incidente la migración.

Finalmente, un aporte especial y con proyecciones de este trabajo, es que deja una línea de base para un seguimiento temporal de este asunto, que podría materializarse con la disponibilidad de los datos del censo de 2017.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 7-46

41

¿Contribuye
la migración
interna a
reducir la
segregación
residencial?:
el caso
de Santiago
de Chile
1977-2002

Rodríguez
Vignoli/
Rowe

Referencias bibliográficas

- AGOSTINI, C.; HOJMAN, D.; ROMÁN, A. y VALENZUELA, L. (2016), «Segregación residencial de Ingresos en el Gran Santiago, 1992-2002: una estimación robusta», en *EURE*, vol.º 42, n.º 127, pp. 159-184, doi: 10.4067/So250-71612016000300007.
- ARMIJO, G. (2000), *La urbanización del campo metropolitano de Santiago: crisis y desaparición del hábitat rural*, doi: 10.5354/0717-5051.2011.11785.
- BÄHR, J. y MERTINS, G. (1993), «La ciudad en América Latina», en *Población & Sociedad*, vol. 1, pp. 5-16, en: <www.poblacionysociedad.org.ar/archivos/1/P&S-V1-Bahr-Mertins.pdf>, acceso: 10/12/2017.
- BARROS, C. (1999), «De rural a rururbano: transformaciones territoriales y construcción de lugares al sudoeste del Área Metropolitana de Buenos Aires», en *Scripta Nova. Revista Electrónica de Geografía y Ciencias Sociales*, vol. 45, n.º 51, en: <<http://www.ub.es/geocrit/sn-45-52.htm>>, acceso: 10/12/2017.
- BILSBORROW, R. (2016), «Concepts, Definitions and Data Collection Approaches», en White, M. J. (ed.), *International Handbook of Migration and Population Distribution*, International Handbooks of Population 6, Nueva York: Springer, doi: 10.1007/978-94-017-7282-2_7.
- BORSDOFF, A. (2003), «Cómo modelar el desarrollo y la dinámica de la ciudad latinoamericana», en *EURE*, vol. 29, n.º 86, pp. 37-49, doi: 10.4067/So250-71612003008600002.
- BUZAI, G. (2016), *Urban Models in the Study of Latin American Cities*, Innsbruck : Universität Innsbruck, en <www.researchgate.net/publication/305433398_Urban_Models_in_the_Study_of_Latin_American_Cities>, acceso: 10/12/2017.
- CÁCERES, G. y SABATINI, F. (eds.) (2004), *Barrios cerrados en Santiago de Chile: entre la exclusión y la integración residencial*, Santiago de Chile: Lincoln Institute of Land Policy/Instituto de Geografía, P. Universidad Católica de Chile.
- CENTRO LATINOAMERICANO Y CARIBEÑO DE DEMOGRAFÍA (CELADE) y PROGRAMA LATINOAMERICANO DE ACTIVIDADES DE POBLACIÓN (PROLAP) (1998), *Demografía I*, Ciudad de México: Prolap-UNAM.
- COMISIÓN ECONÓMICA PARA AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE DE LAS NACIONES UNIDAS (CEPAL) (2012), *Población, territorio y desarrollo sostenible*, (LC/L.3474(CEP.2/3)), Santiago de Chile: Celade, Cepal.
- (2014), *Panorama Social de América Latina* (LC/G.2635-P), Santiago de Chile: Cepal.
- CONTRERAS, Y. (2016), *Nuevos habitantes del centro de Santiago*, Santiago de Chile: Universitaria.
- De Mattos, C. (2002), «Mercado metropolitano de trabajo y desigualdades sociales en el Gran Santiago: ¿Una ciudad dual?», en *EURE*, vol. 28, n.º 85, pp. 51-70, doi: 10.4067/So250-71612002008500004.
- (2010), «Globalización y metamorfosis metropolitana en América Latina: de la ciudad a lo urbano generalizado», en *Revista de Geografía Norte Grande*, n.º 47, pp. 81-104, doi: 10.4067/So718-34022010000300005.
- y HIDALGO, R. (eds.) (2007), *Santiago de Chile: Movilidad espacial y reconfiguración metropolitana*, Santiago de Chile: Universidad Católica de Chile.
- DE MATTOS, C., FUENTES, L. y LINK, F. (2016), «Tendencias recientes del crecimiento metropolitano en Santiago de Chile. ¿Hacia una nueva geografía urbana?», en *Revista INVI*, vol. 29, enero, pp. 193-229, en <<http://www.revistainvi.uchile.cl/index.php/INVI/article/view/837/1148>>, acceso: 10/12/2017.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 7-46

42

¿Contribuye
la migración
interna a
reducir la
segregación
residencial?:
el caso
de Santiago
de Chile
1977-2002

Rodríguez
Vignoli/
Rowe

- DE RAMÓN, A. (1978), «Santiago de Chile 1850-1900. Límites urbanos y segregación espacial según estratos», en *Límites urbanos y segregación espacial según estratos*, Revista Paraguaya de Sociología, n.º 42-43, pp. 253-276.
- DELGADILLO, V. (2011), *Patrimonio histórico y tugurios. Las políticas habitacionales y de recuperación de los centros históricos de Buenos Aires, Ciudad de México y Quito*, Ciudad de México: Universidad Autónoma de la Ciudad de México.
- DUCCI, M. (1998), «Santiago, ¿una mancha de aceite sin fin? ¿Qué pasa con la población cuando la ciudad crece indiscriminadamente?», en *EURE*, vol. 24, n.º 72, pp. 85-94, doi: 10.4067/S0250-71611998007200005.
- DUHAU, E. (2016), «Evolución reciente de la división social del espacio residencial en la Zona Metropolitana de la Ciudad de México. Los impactos de la renovación habitacional en la ciudad central y de la formación de una nueva periferia», en NEGRETE, M. E. (coord.), *Urbanización y política urbana en Iberoamérica. Experiencias, análisis y reflexiones*, Ciudad de México: El Colegio de México.
- DUREAU, F.; DUPONT, V.; LELIÈVRE, E.; LÉVY, J. y LULLE, T. (coords.) (2002), *Metrópolis en movimiento. Una comparación internacional*, Bogotá: Alfaomega.
- DUREAU, F.; LULLE, T.; SOUCHAUD, S. y CONTRERAS GATICA, Y. (coords.) (2014), *Mobilités et changement urbain. Bogotá, Santiago et São Paulo*, Rennes: Presses Universitaires de Rennes.
- FUENTES, L.; MAC-CLURE, O.; MOYA, C. y OLIVOS, C. (2017), «Santiago de Chile: ¿ciudad de ciudades? Desigualdades sociales en zonas de mercado laboral local», *Revista de la CEPAL*, n.º 121, pp. 93-109, en: <<http://repositorio.cepal.org/handle/11362/41146>>, acceso: 10/12/2017.
- GALETOVIC, A. y JORDÁN, P. (2006), «Santiago: ¿Dónde estamos? ¿Hacia donde vamos?», en *Estudios Públicos*, n.º 101, pp. 87-145, en: <https://www.researchgate.net/profile/Alexander_Galetovic/publication/28111023_Santiago_donde_estamos_hacia_donde_vamos/links/5753041008ae02ac12791981/Santiago-donde-estamos-hacia-donde-vamos.pdf>, acceso: 10/12/2017.
- GUTIÉRREZ, E. y RIVERO, E. (2011), «Cuando la muestra no alcanza: problemas para estimar la migración interna a partir de la muestra censal», en *Coyuntura Demográfica*, n.º 1, pp. 73-77, en: <<http://www.somede.org/coyuntura-demografica/index.php/numero-1/item/cuando-la-muestra-no-alcanza-problemas-para-estimar-la-migracion-interna-a-partir-de-la-muestra-censal>>, acceso: 10/12/2017.
- HEINRICHS, K.; KABISCH, S.; KRELLENBERG, D.; WELZ, J.; SABATINI, F.; RASSE, A. y RODRÍGUEZ, J. (2011), «Socio-spatial Differentiation: Drivers, Risks and Opportunities», en HEINRICHS, D.; KRELLENBERG, K.; HANSJÜRGENS, B. y MARTÍNEZ, F. (eds.), *Risk Habitat Megacity*, Berlín: Springer.
- HERRERA, L.; PECHT, W. y OLIVARES, F. (1976), *Crecimiento urbano en América Latina*, Serie E, n.º 22, Santiago de Chile: Celade-BID.
- HOLT-JENSEN, A. (2002), *The 'Dual City Theory' and Deprivation in European Cities*, en: <<http://www.irbnet.de/daten/iconda/CIB10436.pdf>>, acceso: 10/12/2017.
- INGRAM, G. (1998), «Patterns of metropolitan development: What have we learned?», en: *Urban Studies*, vol. 35 (7), pp. 1019-1035, en: <<http://journals.sagepub.com/doi/abs/10.1080/0042098984466>>, acceso: 10/12/2017.
- JANOSCHKA, M. (2002), «El nuevo modelo de la ciudad latinoamericana: fragmentación y privatización», en *EURE*, vol. 28, n.º 85, doi: 10.4067/S0250-71612002008500002.
- KRULL, S. (2016), *El cambio tecnológico y el nuevo contexto del empleo, Tendencias generales y en América Latina*, Documento de proyecto, LC/w.725, Santiago de Chile: Cepal.
- LOMBARDI M. y VEIGA, D. (eds.) (1989), *Las ciudades en conflicto. Una perspectiva latinoamericana*, Montevideo: CIESU.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 7-46

43

¿Contribuye
la migración
interna a
reducir la
segregación
residencial?:
el caso
de Santiago
de Chile
1977-2002

Rodríguez
Vignoli/
Rowe

- MASSEY, D. y DENTON, N. (1988), «The Dimensions of Residential Segregation», en *Social Forces*, vol. 67 (2), pp. 281-315, doi: 10.1093/sf/67.2.281.
- ORTIZ, J. (2000), *Migraciones intraurbanas y nuevas periferias en el Gran Santiago: efectos en la composición de la geografía social de la ciudad*, Informe Final de Proyecto Fondecyt n.º 1000761, Santiago de Chile: Universidad de Chile, en: <<http://observatoriogeograficoamericalatina.org.mx/egal8/Geografiasocioeconomica/Geografiadelapoblacion/12.pdf>>, acceso: 10/12/2017.
- y ESCOLANO, S. U. (2013), «Movilidad residencial del sector de renta alta del Gran Santiago (Chile): hacia el aumento de la complejidad de los patrones socioespaciales de segregación», en *EURE*, vol. 39, n.º 118, pp. 77-96, doi: 10.4067/S0250-71612013000300004.
- ORTIZ, J. y MORALES, S. (2002), «Impacto socioespacial de las migraciones intraurbanas en entidades de centro y de nuevas periferias del Gran Santiago», en *EURE*, vol. 28, n.º 85, pp. 171-185, doi: 10.4067/S0250-71612002008500009.
- PACIONE, M. (2009), *Urban Geography. A Global Perspective*, Nueva York: Routledge.
- RASSE, A. (2016), *Segregación residencial socioeconómica y desigualdad en las ciudades chilenas*, Serie Documentos de Trabajo PNUD-Desigualdad, n.º 2016/04, Santiago Chile: PNUD, en: <http://www.cl.undp.org/content/chile/es/home/library/poverty/documentos_de_trabajo/segregacion-residencial-socioeconomica-y-desigualdad-en-las-ciud.html>, acceso: 10/12/2017.
- RATINOFF, L. (1982), *Factores histórico-sociales en la evolución de las ciudades latinoamericanas (1850-1950)*, Serie de Reimpresiones, n.º 114, Washington: BID.
- RIBEIRO, L. (org.) (2015), *O futuro das metrópoles. desigualdades e governabilidade*, Río de Janeiro: IPPUR-FASE, UFRJ, 2.ª ed.
- ROMERO, J. L. (1976), *Latinoamérica, las ciudades y las ideas*, Buenos Aires, Siglo XXI.
- REES, P.; BELL, M.; DUKE-WILLIAMS, O. y BLAKE, M. (2000), «Problems and Solutions in the Measurement of Migration Intensities: Australia and Britain Compared», en *Population Studies. A Journal of Demography*, vol. 54, n.º 2, pp. 207-222.
- ROBERTS, B. y WILSON, H. (2009), *Urban Segregation and Governance in the Americas*, Nueva York-Londres-Shangai: Palgrave and Macmillan.
- RODRÍGUEZ J. (2001), *Segregación residencial socioeconómica: ¿qué es?, ¿cómo se mide?, ¿qué está pasando?, ¿importa?*, Serie Población y Desarrollo, n.º 16, Santiago de Chile: Cepal, en: <<https://www.cepal.org/es/publicaciones/7149-segregacion-residencial-socioeconomica-que-es-como-se-mide-que-esta-pasando>>, acceso: 10/12/2017.
- (2007), «Paradojas y contrapuntos de dinámica demográfica metropolitana: algunas respuestas basada en la explotación intensiva de microdatos censales», en DE MATTOS, C. y HIDALGO, R. (eds.), *Santiago de Chile: Movilidad espacial y reconfiguración metropolitana*, Santiago de Chile: Universidad Católica de Chile.
- (2009), «La captación de la migración interna mediante censos de población: la experiencia de la ronda de 2000 y sus lecciones para la ronda de 2010 en América Latina y el Caribe», *Notas de Población*, n.º 88, pp. 63-95, LC/G.2409-P, en: <<http://repositorio.cepal.org/handle/11362/12847>>, acceso: 10/12/2017.
- (2012), «¿Policentrismo o ampliación de la centralidad histórica en el Área Metropolitana del Gran Santiago? Evidencia novedosa proveniente de la encuesta Casen 2009», en *EURE*, vol 38, n.º 114, pp. 71-97, doi: 10.4067/S0250-71612012000200003.
- (2013), «La migración interna en las grandes ciudades en América Latina: efectos sobre el crecimiento demográfico y la composición de la población», en: *Notas de Población*, n.º 96, pp. 53-104, en: <<http://repositorio.cepal.org/handle/11362/12909>>, acceso: 10/12/2017.

- RODRÍGUEZ J. y BUSO, G. (2009), *Migración interna y desarrollo en América Latina entre 1980 y 2005: un estudio comparativo con perspectiva regional basado en siete países*, LC/G.2397-P, Santiago de Chile, Cepal, en: <<https://www.cepal.org/es/publicaciones/2541-migracion-interna-desarrollo-america-latina-1980-2005-un-estudio-comparativo>>, acceso: 10/12/2017.
- RODRÍGUEZ, J. y ESPINOZA, D. (2012), «Recuperación del atractivo migratorio metropolitano en el período 2004-2009: ¿factores exógenos o endógenos?», en *Revista de Geografía Norte Grande*, vol. 51, pp. 95-113, doi: 10.4067/S0718-34022012000100006.
- RODRÍGUEZ, J. y ROWE, F. (2017), «How is internal migration reshaping metropolitan populations in Latin America? A new method and new evidence», en *Populations Studies* [en edición].
- SABATINI, F. (2006), *The Social Spatial Segregation in the Cities of Latin America*, Washington: BID, en <<https://publications.iadb.org/handle/11319/716?locale-attribute=enSabatini>>, acceso: 10/12/2017.
- CÁCERES, G. y CERDA, J. (2001), «Segregación residencial en las principales ciudades chilenas: tendencias de las tres últimas décadas y posibles cursos de acción», en *EURE*, vol. 27, n.º 82, pp. 21-42, doi: 10.4067/S0250-71612001008200002.
- SABATINI, F.; MORA, P. y POLANCO, I. (2013), «Control de la segregación socio-espacial: Rebatiendo mitos, construyendo propuestas», *Espacio Público*, n.º 7, en: <<https://www.espacio-publico.cl/wp-content/uploads/2016/05/17.pdf>>, acceso: 10/12/2017.
- SABATINI, F.; WORMALD, G.; SIERRALTA, S. y PETERS, P. (2009), «Residential Segregation in Santiago: Scale-Related Effects and Trends, 1992-2002», en ROBERTS, B. R. y WILSON, R. H. (eds.), *Urban Segregation and Governance in the Americas*. Nueva York-Londres-Shangai: Palgrave Macmillan.
- SASSEN, S. (1991), *The global city*, Princeton: Princeton University Press.
- VILLA, M. (1991), *Introducción al análisis de la migración: apuntes de clase: notas preliminares*, Serie B, n.º 91 (LC/DEM/R.164), Santiago de Chile: Celade, Cepal, en: <<http://repositorio.cepal.org/handle/11362/9271?show=full&locale-attribute=en>>, acceso: 10/12/2017.
- WHITE, M. J. (ed.) (2016), *International Handbook of Migration and Population Distribution*, Nueva York: Springer.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 7-46

45

¿Contribuye
la migración
interna a
reducir la
segregación
residencial?:
el caso
de Santiago
de Chile
1977-2002

Rodríguez
Vignoli/
Rowe

Dependencia funcional y vulnerabilidad social en adultos mayores mexicanos, 2012

*Functional dependency and social vulnerability
among older Mexican adults, 2012*

Daniel Lozano Keymolen¹

Universidad Autónoma del Estado de México

Bernardino Jaciel Montoya Arce²

Universidad Autónoma del Estado de México

Sergio Cuauhtémoc Gaxiola Robles Linares³

Universidad Autónoma del Estado de México

Yuliana Gabriela Román Sánchez⁴

Universidad Autónoma del Estado de México

*Revista
Latino-
americana
de Población*

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

47

*Dependencia
funcional y
vulnerabilidad
social en
adultos
mayores
mexicanos,
2012*

Resumen

El objetivo del artículo es estimar la asociación entre la vulnerabilidad social y la dependencia funcional en una muestra de mujeres y hombres mexicanos de sesenta años y más en 2012. Mediante modelos de regresión logística ordinal, se estima la asociación entre tres dimensiones de la vulnerabilidad social (individual, social y programática) y diversas categorías de la dependencia funcional, evaluada como limitaciones en el desarrollo de actividades básicas de la vida diaria (ABVD). Los resultados indican que, tanto en mujeres

Abstract

The objective of this article is to estimate the association between social vulnerability and functional dependence in a sample of Mexican adults aged 60 and over in 2012. By means of ordinal logistic regression models, the association is estimated between three dimensions of variables related to social vulnerability (individual, social and programmatic), and various categories of functional dependence, evaluated as limitations in Activities of Daily Living (ADL's). The results indicate that the factors

- 1 Doctor en Estudios de Población por El Colegio de México. Es profesor de tiempo completo en el Centro de Investigación y Estudios Avanzados de la Población (CIEAP) de la Universidad Autónoma del Estado de México (UAEM). <daniel.lozkey@gmail.com>
- 2 Doctor en Sociología. Actualmente se desempeña como coordinador académico en el CIEAP de la UAEM. <jacieltmontoya@hotmail.com>
- 3 Doctor en Estudios de Población. Es profesor de tiempo completo en el CIEAP de la UAEM. <serobles99@gmail.com>
- 4 Doctora en Ciencias Económico-Administrativas. Es profesora de tiempo completo en el CIEAP de la UAEM. <madon_dl26@hotmail.com>

como en hombres, la vulnerabilidad social, expresada en edad avanzada (setenta años y más), tener multimorbilidad, sin escolaridad así como estar insatisfecho con el apoyo y los recursos sociales son factores que se asocian con mayores probabilidades de presentar algún grado de dependencia funcional. En conclusión, los adultos mayores mexicanos con vulnerabilidad social presentan mayores probabilidades de tener algún grado de dependencia funcional.

Palabras clave: Envejecimiento. Actividades básicas de la vida diaria. Multimorbilidad. Apoyo y recursos sociales.

associated with being more likely to present some degree of functional dependence among both men and women at advanced age (70 years and over) are: having multi-morbidity, no schooling, and being dissatisfied with support and social resources. In conclusion, Mexican elderly adults with social vulnerability are more likely to have some degree of functional dependence.

Keywords: Aging. Basic Activities of Daily Living. Multimorbidity. Support and social resources.

Recibido: 1/9/2017. Aceptado: 12/12/2017

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 47-70

48

*Dependencia
funcional y
vulnerabilidad
social en
adultos
mayores
mexicanos,
2012*

Lozano
Keymolen /
Montoya
Arce /
Gaxiola
Robles
Linares /
Román
Sánchez

Introducción

Diversos elementos contribuyen a la vulnerabilidad social⁵ de las personas, por ejemplo, los recursos financieros con los que cuente, la escolaridad, la trayectoria laboral, el contacto y el soporte de familia y amigos o las características de la zona de residencia. Específicamente, las personas en edades avanzadas suelen presentar vulnerabilidad social como resultado de una combinación de factores contextuales y temporales con vulnerabilidades en etapas anteriores del curso de vida (Schröder-Butterfill y Marianti, 2006; Zaidi, 2014). En este sentido, la vulnerabilidad social entre las personas mayores se asocia con la pobreza, con la fragilidad o con el aislamiento y la carencia de apoyo y soporte social (Sarvimäki y Stenbock-Hult, 2016; Schröder-Butterfill y Marianti, 2006; Andrew, Mitnitski y Rockwood, 2008) así como con la dependencia laboral o el deterioro de la capacidad funcional, entre otros factores (Aranibar, 2001; Dos Santos y Iost Pavarini, 2011; Manrique-Espinoza *et al.*, 2011).

En México existe un acelerado proceso de envejecimiento de la estructura etaria (Angel, Vega y López-Ortega, 2017). Particularmente, los adultos mayores⁶ del país se enfrentan a fuertes procesos de vulnerabilidad social, expresados en la insuficiencia o carencia de recursos económicos, sociales y de atención a la salud (Arzate, Fuentes y Retel, 2007; Sánchez-González y Egea-Jiménez, 2011; Vergara González, 2011; Wong *et al.*, 2015; Montaña Hernández, Hernández de Dios y Zavaleta Suárez, 2016; Montoya *et al.*, 2016). Adicionalmente, los adultos mayores mexicanos experimentan condiciones y desventajas como aislamiento social, dependencia financiera y dependencia funcional expresada en limitaciones en el desarrollo de actividades básicas de la vida diaria (ABVD) (Barrantes-Monge, *et al.*, 2007; Manrique-Espinoza *et al.*, 2011, 2013).

A propósito de lo anterior, diversas investigaciones han explorado la asociación que la vulnerabilidad social tiene con la salud o la mortalidad (Andrew, Mitnitski y Rockwood, 2008; Barradas Barata *et al.*, 2011; Dos Santos y Iost Pavarini, 2011). Sin embargo, en el caso de México se encuentran pocos antecedentes en los cuales se estudie la asociación entre la vulnerabilidad social y las condiciones de salud entre adultos mayores mexicanos (Salgado de Snyder *et al.*, 2007; Manrique-Espinoza *et al.*, 2016).

Considerando los elementos anteriores, el objetivo de esta investigación es estimar la asociación entre la vulnerabilidad social y la dependencia funcional en una muestra representativa de adultos mayores mexicanos con sesenta años y más. De acuerdo con un marco analítico de tres dimensiones propuesto por Ayres *et al.* (2006) (*dimensión individual, dimensión social, dimensión programática*), mediante modelos de regresión logística ordinal, se calculan las razones de momios (RM) para estimar la asociación que cada variable de la vulnerabilidad social tiene con diversas categorías de la dependencia funcional.

El contenido de este artículo es el siguiente: adicional a este apartado, en el que se presentó la introducción de la investigación, en un segundo apartado se muestra la

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 47-70

49

*Dependencia
funcional y
vulnerabilidad
social en
adultos
mayores
mexicanos,
2012*

Lozano
Keymolen /
Montoya
Arce /
Gaxiola
Robles
Linares /
Román
Sánchez

5 En esta investigación, el término *vulnerabilidad social* se entiende como un concepto multidimensional que permite reconocer la susceptibilidad de las personas y los grupos desfavorecidos a distintos eventos negativos resultado de las desigualdades sociales, así como la capacidad de respuesta a estos según la disponibilidad de recursos, resiliencia, capital social y redes de apoyo institucionales y no institucionales (Birkmann, 2006; Sánchez-González y Egea-Jiménez, 2011; Singh, Eghdami y Singh, 2014).

6 Definidos como las personas con sesenta años y más. En adelante, al hacer referencia a los adultos mexicanos de sesenta años y más se utiliza la expresión *adultos mayores mexicanos*.

revisión de la literatura para conceptualizar la dependencia funcional, la vulnerabilidad social y sus efectos en la salud de los adultos mayores, así como una sección en la que se expone el contexto de vulnerabilidad social y de la salud de los adultos mayores mexicanos. En el tercer apartado se exponen la metodología de investigación y los procedimientos estadísticos realizados. En el cuarto apartado se presenta el análisis descriptivo y los resultados de los modelos estadísticos. Por último, en el quinto apartado, se desarrollan la discusión y conclusiones a las que permite llegar esta investigación, así como parte de sus limitaciones.

La dependencia funcional

Una de las consecuencias más notorias del envejecimiento poblacional es el incremento de la discapacidad y la dependencia funcional (OMS, 2015). A la necesidad de asistencia para desarrollar actividades de la vida diaria como comer, bañarse o caminar se la conoce como *dependencia funcional* (Palmer y Harley, 2011). Si bien originalmente la evaluación de la dependencia física se empleaba como medida clínica, en las últimas décadas se ha utilizado como una forma de evaluar la salud de los adultos mayores en estudios epidemiológicos (Guralnik, Pattel y Ferrucci, 2012).

Para estimar la dependencia funcional se emplean una serie de medidas subjetivas basadas en autorreporte o medidas estandarizadas del rendimiento físico (Guralnik, Pattel y Ferrucci, 2012). La evaluación de la dependencia funcional mediante el autorreporte de dificultades para el desarrollo de ABVD es uno de los enfoques más utilizados (Palmer y Harley, 2011). Las ABVD son una escala basada en el rol personal y las tareas de autocuidado mediante la evaluación de la independencia en la realización de seis actividades: alimentarse, vestirse, bañarse, control de la incontinencia, acostarse y levantarse de la cama y caminar de un cuarto a otro (Katz *et al.*, 1963). Existen otras medidas o índices desarrollados para evaluar la dependencia funcional basados en la autoidentificación como persona con discapacidad, o en el autorreporte de determinadas condiciones (poliomielitis, epilepsia, parálisis) (Palmer y Harley, 2011; Guralnik, Pattel y Ferrucci, 2012). Por ejemplo, el enfoque de las actividades instrumentales de la vida diaria (AIVD) considera actividades del rol personal y el autocuidado como: mantenimiento del hogar, administración del dinero, preparación de alimentos, salidas a compras, toma de medicamentos, uso del teléfono, lavandería o uso del transporte (Lawton y Brody, 1969).

En esta investigación se utiliza el término *dependencia funcional* como una forma de referirse a la existencia de limitaciones, incapacidad o necesidad de asistencia para realizar las actividades básicas de autocuidado o las ABVD según el índice de Katz *et al.* (1963).

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 47-70

50

Dependencia
funcional y
vulnerabilidad
social en
adultos
mayores
mexicanos,
2012

Lozano
Keymolen /
Montoya
Arce /
Gaxiola
Robles
Linares /
Román
Sánchez

El enfoque analítico de la vulnerabilidad social

La *vulnerabilidad social*⁷ se refiere a la susceptibilidad de las personas y grupos desfavorecidos a distintos eventos negativos resultado de las desigualdades sociales, así como la capacidad de respuesta a estos según la disponibilidad de recursos, resiliencia, capital social y redes de apoyo institucionales y no institucionales (Birkmann, 2006; Sánchez-González y Egea-Jiménez, 2011; Singh, Eghdami y Singh, 2014). Se trata de un proceso dinámico, multidimensional y diferenciable entre grupos sociales que se relaciona con la estructura social y económica imperante, así como con las acciones y atributos de las redes y los actores sociales (Wheeler y Haddad, 2005).

Uno de los factores más relacionados con la vulnerabilidad social es la pobreza.⁸ Sin embargo, esta asociación es compleja debido a que la vulnerabilidad se manifiesta como parte de los procesos sociales que mantienen y reproducen las diferencias entre personas y grupos sociales (Wheeler y Haddad, 2005; Singh, Eghdami y Singh, 2014), mientras la pobreza se asocia con la falta de acceso a bienes materiales, capacidades básicas e ingreso adecuado para satisfacer necesidades en educación, salud, seguridad y derechos básicos (Coneval, 2012). De hecho, la vulnerabilidad social no se refiere a la pobreza como carencia de recursos materiales, sino que esta contribuye a que las personas experimenten desventajas sociales con efectos negativos sobre la calidad de vida, la educación, el desarrollo de habilidades o la salud (Rogers, 1997; Zaidi, 2014). En el mismo sentido, se considera que entre los elementos que más contribuyen a la vulnerabilidad social se encuentran variables relacionadas con las desigualdades sociales como la precariedad o la falta de empleo (Kaztman, 2000; Leal, 2010), la baja escolaridad (Grundy, 2006; Martin, 2015) y la etnicidad (Flanagan *et al.*, 2011), así como el sexo biológico, dado que se considera que las mujeres son más propensas a experimentar vulnerabilidad social (Toksambaeva, 2001; Grundy, 2006). Adicionalmente, las personas o los hogares son vulnerables a condiciones sociales o políticas, a los procesos migratorios o los cambios en la estructura familiar o económica (Sánchez-González y Egea-Jiménez, 2011), así como a procesos de acumulación de riesgos relacionados con la salud (Nunes, 2016), entre otros.

7 El concepto *vulnerabilidad social* tiene como antecedente el de *vulnerabilidad*. A la vez, la vulnerabilidad surge para analizar los impactos que los desastres naturales tienen sobre las personas y sus comunidades (Cutter, 1996). Se trata de un concepto multidimensional, diferenciable entre contextos, que se relaciona con fragilidades, debilidades, susceptibilidades o falta de capacidades y resiliencia, que favorecen los efectos adversos y que se diferencian socialmente entre personas, grupos y comunidades (Tate, 2012). Al tratarse de un concepto multidimensional, la vulnerabilidad ha tomado diversos significados y métodos de medición (Chambers, 1989; Kaztman, 2000). Por ejemplo, desde la economía se consideran vulnerables los hogares que pasan a un estado de pobreza resultado del proceso acumulativo del riesgo (Alwang, Siegel y Jorgensen, 2001). Desde la demografía, la vulnerabilidad se define como el conjunto de características sociodemográficas vinculadas con las desventajas sociales y que están ligadas a la capacidad de movilizar activos (Rodríguez Vignoli, 2000). Las diferencias entre perspectivas se asocian con los elementos del riesgo considerados, las opciones de respuesta para el manejo de los riesgos así como los resultados expresados en pérdida de bienestar (Chambers, 1989; Shi y Stevens, 2005).

8 Un elemento a considerar es que el término *vulnerabilidad social* es distinto del concepto de *pobreza*. De hecho, considerarlos sinónimos implica que la vulnerabilidad social no se analice adecuadamente e incluso se omita su incorporación en el diseño de políticas públicas (Chambers, 1989).

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

PP. 47-70

51

*Dependencia
funcional y
vulnerabilidad
social en
adultos
mayores
mexicanos,
2012*

Lozano
Keymolen /
Montoya
Arce /
Gaxiola
Robles
Linares /
Román
Sánchez

Una parte importante del análisis de la vulnerabilidad social son los grupos vulnerables,⁹ que se definen en función de diversas características demográficas, sociales, económicas y políticas que incrementan la susceptibilidad al daño, resultado de la combinación de cambios en el curso de vida de las personas, hogares o comunidades y la disponibilidad de recursos para enfrentar tales condiciones (Grundy, 2006; Mechanic y Tanner, 2007). Es decir, un grupo vulnerable es resultado de la articulación entre el riesgo de experimentar resultados negativos y la población en riesgo de padecer condiciones de salud, psicológicas o socioeconómicas adversas (Rogers, 1997; Wheeler y Haddad, 2005; Schröder-Butterfill y Marianti, 2006). Una de las características adicionales de las personas o los grupos vulnerables es que estas carecen de las capacidades para mantener la autonomía y tomar decisiones personales, por lo que son más propensas a experimentar daños reales o potenciales (Moore y Miller, 1999).

En general, los grupos poblacionales que se consideran vulnerables son los niños, las mujeres, los adultos mayores, las personas con poca o nula escolaridad, los indígenas, los habitantes de las zonas rurales, los individuos con bajos ingresos o desempleados, los inmigrantes, los hogares con jefatura femenina, las personas con enfermedades crónicas (EC), con VIH-SIDA o con problemas mentales severos (Rogers, 1997; Shi y Stevens, 2005; Ayres *et al.*, 2006). Particularmente, se considera que los adultos mayores son vulnerables si perdieron o disminuyeron sus recursos para hacer frente a los desafíos sociales, económicos y de la salud que se les presenten (Grundy, 2006; Schröder-Butterfill y Marianti, 2006).

Vulnerabilidad social y salud de los adultos mayores

En la salud influyen una multiplicidad de factores como el nivel socioeconómico (NSE), el apoyo o la exclusión social, el acceso a los servicios de salud o el capital y las redes sociales (Diderichsen, Evans y Whitehead, 2001; Andrew, Mitnitski y Rockwood, 2008). En este sentido, la influencia de tales factores se expresa en los niveles individual, familiar o comunal, por lo cual se espera que la situación social general, particularmente la vulnerabilidad social, impacte en resultados adversos en la salud (Nunes, 2016).

El estado de salud es un factor que puede determinar el bienestar social y económico de la población, pues representa una fuente de desarrollo de capacidades o mecanismos para enfrentar desventajas sociales (Zaidi, 214). Cuando una persona o grupo social experimenta disparidades significativas en la morbilidad y la mortalidad, e incluso en la esperanza de vida, se considera que es resultado de la acumulación de condiciones sociales y económicas adversas (Andrew *et al.*, 2008).

Entre los factores que se considera que intervienen o reducen los riesgos de que las personas o los grupos sociales experimenten malos estados de salud se encuentra la

9 El término *grupo vulnerable* varía desde perspectivas como el feminismo o el marxismo. Desde la óptica feminista se define a las mujeres como vulnerables por las estructuras patriarcales subyacentes en las sociedades, mientras que desde el marxismo se argumenta que los bajos ingresos influyen en la salud de los trabajadores volviéndose un grupo vulnerable (Larkin, 2009). Sin embargo, el término *grupo vulnerable* se desarrolla como una forma de focalizar la acción pública dada la reducción del papel del Estado en materia de protección social (Aranibar, 2001). En adelante, se utiliza el concepto *grupo vulnerable* como forma de referencia a la población de estudio del artículo, reconociendo siempre que no todos los adultos mayores son socialmente vulnerables, pues se trata de grupos poblacionales heterogéneos (Schröder y Marianti, 2006; Sánchez-González y Egea-Jimenez, 2011; Zaidi, 2014).

derechohabencia a servicios de salud, el nse y el sexo (Shi *et al.*, 2008). Adicionalmente, las personas pobres suelen ser más vulnerables en sus estados de salud como resultado de la exposición a entornos insalubres y contaminados, por lo que suelen presentar mayores dificultades en la recuperación de enfermedades dada la carencia de medios para hacer frente a los padecimientos (Chambers, 1989; Grundy, 2006). Es decir, una persona con determinada condición de salud o enfermedad no es en sí vulnerable: lo que lo hace vulnerable es la carencia de recursos y las capacidades para mantener la autonomía y la independencia resultado de la condición de salud (Moore y Miller, 1999; Straehle, 2016).

A propósito de lo anterior, una perspectiva analítica propuesta por la Organización Mundial de la Salud (oms) denominada *determinantes sociales de la salud* (dss) plantea que las condiciones sociales y económicas influyen en el estado de salud de las personas, pues los «determinantes estructurales y las condiciones de vida en su conjunto constituyen los determinantes sociales de la salud, que son la causa de la mayor parte de las desigualdades sanitarias entre los países y dentro de cada país» (OMS, 2008: 2). Se trata de una de las propuestas analíticas más empleadas, ya que considera factores relacionados con el mejoramiento de las condiciones de vida, la inequitativa distribución de la riqueza, así como la medición del problema con el objetivo de desarrollar intervenciones.

Otro enfoque analítico que relaciona determinados factores de riesgo, individuales y de la comunidad, que tienen efectos sobre los resultados en salud al incrementar la vulnerabilidad social de las personas, los hogares o las comunidades es el *modelo de vulnerabilidad social y resultados en salud*. Se trata de un modelo que sostiene la existencia de una gama de factores de riesgo que contribuyen a la vulnerabilidad social y que tienen efectos sobre los resultados en salud (Shi *et al.*, 2008). Tales factores se consideran predisponentes, habilitantes o necesidades percibidas.¹⁰

Otra propuesta de análisis de los efectos de la salud de la vulnerabilidad social plantea que esta se expresa en tres dimensiones: individual, social y programática (Ayres *et al.*, 2006). Desde este enfoque, la *dimensión individual* comprende aspectos individuales, biológicos, del comportamiento y las prácticas de la salud, y cognitivo-emocionales. La *dimensión social* se asocia con los aspectos económicos, sociales y culturales que permiten el acceso a bienes y servicios. En tanto, la *dimensión programática* se refiere a los recursos sociales necesarios para la protección de los individuos en contra de riesgos sociales, físicos y psicológicos (Ayres *et al.*, 2006). En conjunto, las tres dimensiones determinan la vulnerabilidad social. Se trata de una propuesta analítica que asocia las experiencias en etapas anteriores del curso de vida con las experiencias de la persona en el momento de evaluación (Rodriguez y Neri, 2012).

La vulnerabilidad social es uno de los principales temas de investigación en los países en desarrollo, y particularmente lo es el estudio de sus efectos en la salud de las personas de

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 47-70

53

*Dependencia
funcional y
vulnerabilidad
social en
adultos
mayores
mexicanos,
2012*

Lozano
Keymolen /
Montoya
Arce /
Gaxiola
Robles
Linares /
Román
Sánchez

10 Los *factores predisponentes* incluyen las características demográficas y las características socioestructurales como el nivel de educación, la raza y el origen étnico y el tamaño de la familia. Los *factores habilitantes* son características familiares como ingreso, cobertura de seguro, acceso a servicios y características de la comunidad como la disponibilidad de recursos y la región del país. Las *necesidades percibidas* pueden incluir aspectos de las actitudes, valores y conocimientos de los sujetos sobre problemas de salud y servicios que afectan su percepción de si necesitan o no servicios de salud. La perspectiva del *modelo de vulnerabilidad y resultados en salud* es un enfoque que básicamente, se orienta al análisis de los factores relacionados con la vulnerabilidad social que influyen en la utilización de servicios de salud basado en el *modelo sociocomportamental* de Andersen (Lo y Fulda, 2008).

edades avanzadas. En las personas de edades avanzadas, los componentes de la vulnerabilidad social y el riesgo, la capacidad de afrontamiento y los resultados de la vulnerabilidad social se relacionan con el curso de vida de estos (Grundy, 2006; Zaidi, 2014). Es decir, las vulnerabilidades adquiridas en etapas anteriores se combinan con factores contextuales y temporales, tanto a nivel individual como familiar o comunal y determinan las vulnerabilidades sociales en las edades avanzadas (Schröder-Butterfill, y Marianti, 2006; Andrew *et al.*, 2008). Si bien la vejez suele asociarse con una mayor vulnerabilidad social, la realidad es que se trata de un proceso heterogéneo que se manifiesta en diversos niveles (Schröder y Marianti, 2006; Sánchez-González y Egea-Jimenez, 2011; Zaidi, 2014).

Adicionalmente, la vulnerabilidad social entre las personas mayores es resultado de la interacción de diversos elementos, entre los que destaca la carencia de mecanismos, recursos, habilidades o medios para enfrentar las dinámicas sociales que se presentan de manera individual y grupal (Chambers, 1989; Grundy, 2006). Entre los factores relacionados con la vulnerabilidad social en las personas mayores se encuentran la pobreza, la fragilidad,¹¹ el aislamiento social (Schröder-Butterfill y Marianti, 2006; Andrew, Mitnitski y Rockwood, 2008; Sarvimäki y Stenbock-Hult, 2016), el deterioro de la capacidad funcional y la dependencia laboral y económica (Aranibar, 2001; Manrique-Espinoza *et al.*, 2016). Factores como los anteriores se conjugan con las pérdidas físicas e intelectuales del envejecimiento, incrementando los riesgos de discapacidad y de mortalidad (Andrew, Mitnitski y Rockwood, 2008; Wallace *et al.*, 2015; Sarvimäki y Stenbock-Hult, 2016).

Sin embargo, la vulnerabilidad social entre las personas mayores varía en función de los ingresos, del estado de salud, de la composición familiar, del sexo, de la etnicidad, del historial laboral, del apoyo y los recursos sociales (Grundy, 2006; Manrique-Espinoza *et al.*, 2016; Nunes, 2016), así como de la prevención de lesiones, la actividad física, la nutrición saludable, el abuso o consumo de sustancias (alcohol, drogas, tabaco, medicación) o del entorno físico (Mechanic y Tanner, 2007; Shi *et al.*, 2008; Doubova *et al.*, 2010).

El grupo de los adultos mayores es objeto de múltiples investigaciones en torno a la vulnerabilidad social y sus efectos en la salud (Andrew, Mitnitski y Rockwood, 2008; Armstrong *et al.*, 2015). En este sentido, los efectos de la vulnerabilidad social en los resultados en salud de los adultos mayores suelen evaluarse mediante la determinación de fragilidad (Armstrong *et al.*, 2015; Manrique-Espinoza *et al.*, 2016), el cálculo de la supervivencia (Andrew, Mitnitski y Rockwood, 2008; Wallace *et al.*, 2015), la presencia de deterioro cognitivo y demencia (Andrew y Rockwood, 2010), la percepción del estado de salud (Barradas Barata *et al.*, 2011; Neri *et al.*, 2014) o mediante la presencia de discapacidad o dependencia funcional (Dos Santos y Iost Pavarini, 2011; Sánchez-González, 2009).

Vulnerabilidad social y salud de los adultos mayores mexicanos

Como resultado de la rápida disminución de las tasas de mortalidad y de fecundidad la estructura por edades de México se ha envejecido (Partida, 2005): para 2015, habitaban el país 12.436.321 personas de sesenta años y más (53,8% mujeres y 46,2% hombres) (Inegi, 2015). El envejecimiento de la estructura demográfica en México continuará en las próximas décadas, ya que la edad mediana de la población en 2015 era 27,9 años y se espera sea 42 años en 2050 (Angel, Vega y López Ortega, 2017).

11 La *fragilidad* es la presencia de al menos tres de las siguientes condiciones en una persona: baja actividad física, debilidad muscular, rendimiento lento, fatiga o poca resistencia o pérdida involuntaria de peso (Torpy, Lynn y Glass, 2006).

Los adultos mayores en México suelen enfrentarse a condiciones adversas en lo social y lo económico. Diversos trabajos de investigación muestran que las personas mayores de sesenta años experimentan pobreza y desigualdad social (Vergara González, 2011) así como procesos de violencia, discriminación y exclusión social (Damián, 2016; Angel, Vega y López-Ortega, 2017).

Entre los factores que más contribuyen a la vulnerabilidad social de los adultos mayores mexicanos se encuentra la falta de pensión y los altos porcentajes de pobreza. Por ejemplo, para 2014, entre adultos mayores mexicanos, 44,3% no contaba con pensión (57,9% eran mujeres y 42,1%, hombres) (Damián, 2016). En el mismo sentido, datos de la Encuesta Nacional de Ingreso y Gasto en los Hogares (ENIGH) de 2014 muestran que 77,2% de las personas con 65 y más años son pobres (Inegi, 2015). Factores como los anteriores, junto con el aislamiento o la falta de apoyo social, incrementan la vulnerabilidad social entre los adultos mayores (Montes de Oca y Hebrero, 2006; Doubova *et al.*, 2010). En el mismo sentido, la baja escolaridad se relaciona con una mayor probabilidad de ser socialmente vulnerado (Hirmas *et al.*, 2016). En México, para el año 2010, el promedio de años de escolaridad de las personas con sesenta a 64 años era 5,8, específicamente de 4,1 años para las edades 65 a 84, y 2,7 años de escolaridad para personas de 85 y más años (Inegi, 2010). Asimismo, según datos de la Encuesta Intercensal de 2015, 21,1% de las personas con 65 años y más era analfabeta.

Adicionalmente a las características de vulnerabilidad social, los adultos mayores en México presentan elevados perfiles de morbilidad y de mortalidad por EC así como de dependencia funcional y discapacidad (Barrantes-Monge *et al.*, 2007; Hung *et al.*, 2012). Por ejemplo, en 2016, entre adultos de 65 y más años, la tasa de morbilidad por diabetes mellitus era de 999,1 por cada 100.000 habitantes, mientras que la tasa de morbilidad por hipertensión arterial era de 1351,5 por cada 100.000 personas. En el mismo sentido, la tasa de mortalidad por diabetes mellitus en 2013 fue de 75,6 defunciones por cada 100.000 personas (Sistema Nacional de Vigilancia Epidemiológica, Secretaría de Salud, 2016a y 2016b). En cuanto a la dependencia funcional, datos de la Encuesta Nacional de Salud y Nutrición (Ensanut) de 2012 indican que hasta 26,4% de los adultos mexicanos con sesenta años y más presentaban al menos una limitación en las actividades de la vida diaria (Manrique-Espinoza *et al.*, 2013). También se ha asociado la dependencia funcional con el aislamiento social o con la falta de redes y apoyo social entre los adultos mayores mexicanos (Doubova *et al.*, 2010).

Las personas de edades avanzadas se encuentran en mayor riesgo de presentar resultados adversos a la salud por su falta de acceso a los servicios de salud (Shi y Stevens, 2005; Shi *et al.*, 2008). En México, según datos de la Encuesta Intercensal de 2015, 13,7% de las personas con sesenta años y más no cuentan con afiliación a servicios de salud (Inegi, 2015). Como puede verificarse, aún persiste un porcentaje considerable de adultos mayores mexicanos sin acceso a servicios de salud.

Como se ha demostrado en distintas investigaciones (Arzate *et al.*, 2007; Sánchez-González y Egea-Jiménez, 2011; Vergara González, 2011; Montoya *et al.*, 2016), los adultos mayores mexicanos presentan una alta vulnerabilidad social, así como elevados porcentajes de dependencia funcional (Barrantes-Monge *et al.*, 2007; Manrique-Espinoza *et al.*, 2011, 2013). Sin embargo, existe escasa evidencia sobre la asociación entre la vulnerabilidad social y los resultados en salud como la dependencia funcional. En este sentido, la presencia de dependencia funcional se asocia con una mayor vulnerabilidad social,

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 47-70

55

*Dependencia
funcional y
vulnerabilidad
social en
adultos
mayores
mexicanos,
2012*

Lozano
Keymolen /
Montoya
Arce /
Gaxiola
Robles
Linares /
Román
Sánchez

pues la vulnerabilidad social relacionada con la salud es «el acumulado de riesgos tanto a nivel individual como comunitario que determinan el estado de salud de [las personas y] los grupos poblacionales» (Shi *et al.*, 2008: 45-46).

Metodología

Antes de definir la metodología de investigación, una pregunta trascendente fue cómo estimar la dependencia funcional relacionada con la vulnerabilidad social. Generalmente, la vulnerabilidad social se cuantifica con «la construcción de índices basados en información sociodemográfica que permiten conocer los efectos de los factores sociales, económicos, políticos e institucionales sobre la susceptibilidad de las personas u hogares» (Tate, 2012: 326). Sin embargo, es claro que la vulnerabilidad social es un fenómeno de origen multidimensional que además comprende componentes objetivos y subjetivos (Sánchez-González y Egea-Jiménez, 2011).

Para estimar la asociación de la vulnerabilidad social en la dependencia funcional según el enfoque de Ayres *et al.* (2006), se incorporan tres dimensiones de la vulnerabilidad social: individual, social y programática que en conjunto permiten definirla.

Fuente de datos y muestra

La fuente de datos fue la Ensanut de 2012, una encuesta con diseño probabilístico, estratificado y por conglomerados con representatividad nacional, por localidades urbanas y rurales y por entidades federativas.¹² Es una encuesta que permite conocer parte de las condiciones generales de salud de la población, de los factores de riesgo asociados así como el uso de los servicios de salud públicos y privados.

La muestra analítica se compone de casos con datos completos en las variables de análisis. El tamaño de la muestra es de 6116 adultos con sesenta años y más en 2012 (3349 mujeres y 2767 hombres).

Variables de análisis

Actividades básicas de la vida diaria: la dependencia funcional se evalúa mediante el reporte de dificultades o necesidad de asistencia para realizar cuatro ABVD en Ensanut 2012: caminar de un cuarto a otro, acostarse y levantarse de la cama, bañarse, vestirse¹³ (Katz *et al.*, 1963). Se construyó una variable categórica según la severidad en la limitación en las ABVD (0= sin limitación en las ABVD, 1= una limitación en las ABVD, 2= dos o más limitaciones en las ABVD).

12 Para mayor detalle del diseño metodológico de Ensanut 2012, véase: <<http://ensanut.insp.mx/>>. Si bien existe la Encuesta Nacional de Salud y Nutrición de Medio Camino (2016), que es una fuente de información de datos más actualizada, esta no contiene datos sobre las variables relacionadas con la percepción del apoyo y recursos sociales de las personas mayores, mediante las cuales se evalúa la *dimensión programática* de la vulnerabilidad social.

13 Aunque el índice de Katz para las ABVD evalúa la independencia en el desarrollo de seis actividades (caminar de un cuarto a otro, acostarse y levantarse de la cama, bañarse, vestirse, continencia y alimentación), en Ensanut 2012 solo se recopilaron datos para las cuatro actividades evaluadas.

Inicialmente se consideraron como variables predictoras de la *dimensión individual*: grupo etario, hablar lengua indígena, estado marital, multimorbilidad,¹⁴ índice de masa corporal —IMC—¹⁵ y consumo de tabaco; para la *dimensión social*: acceso a servicios de salud, propiedad de la vivienda, aporte al gasto del hogar, escolaridad, tipo de localidad, y para la *dimensión programática*: considerarse una persona valiosa, satisfacción con la salud, valoración del vecindario, satisfacción general, satisfacción con las relaciones sociales y satisfacción con la relación con los hijos.

Para lograr un modelo saturado parsimónico que reduzca el número de variables en cada dimensión se realizó un procedimiento de regresión paso a paso (*stepwise*). Se consideró un nivel de significancia estadística del 10% en la permanencia de las variables.

Las variables seleccionadas para evaluar las dimensiones *individual*, *social* y *programática* de la vulnerabilidad social y su correspondiente operacionalización son:

Dimensión individual

- Grupo etario: se incluye la edad, pues entre las personas mayores la edad se asocia con la presencia de vulnerabilidad social (Grundy, 2006; Zaidi, 2014). Se evalúa dicotómicamente (0= 60-69 años, 1= 70 años y más).
- Hablar lengua indígena: se incluye esta variable, ya que se sabe que las personas indígenas suelen presentar mayores niveles de vulnerabilidad social (Flanagan *et al.*, 2011). Se operacionaliza dicotómicamente (0= no, 1= sí).
- Multimorbilidad: esta variable se incluye dado que existe evidencia de que las personas con múltiples EC presentan mayor vulnerabilidad social (Grundy, 2006; Straehle, 2016). Se evalúa categóricamente a partir del reporte de diagnóstico previo de diabetes mellitus, hipertensión arterial, enfermedades cardiovasculares, embolia y depresión (0= sin EC, 1= al menos una EC, 2= dos o más EC o multimorbilidad).

Dimensión social

- Escolaridad: se incluye una variable que ha mostrado fuerte asociación con la vulnerabilidad social (Ayres *et al.*, 2006; Martin, 2015) y que en el caso de la población mexicana se mantenía en niveles bajos para las cohortes nacidas antes de 1950 (Inegi, 2010). Se evalúa dicotómicamente (0= sin escolaridad, 1= al menos un año de escolaridad).
- Aporte al gasto del hogar: se incluye una variable que permite determinar la participación de la persona en la economía familiar (Neri *et al.*, 2014). Se evalúa dicotómicamente (0= no aporta, 1= sí aporta).

Dimensión programática

Incluye un conjunto de variables sobre la satisfacción con el apoyo y los recursos sociales del adulto mayor: a) considerarse una persona valiosa, b) satisfacción con su vecindario, c) satisfacción general, d) satisfacción con la relación con los hijos. Se evalúa dicotómicamente (0= insatisfacción en al menos un aspecto, 1= satisfacción en todos los aspectos).

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 47-70

57

*Dependencia
funcional y
vulnerabilidad
social en
adultos
mayores
mexicanos,
2012*

Lozano
Keymolen /
Montoya
Arce /
Gaxiola
Robles
Linares /
Román
Sánchez

14 La *multimorbilidad* es la presencia de múltiples EC en los adultos mayores. Su presencia se asocia con efectos negativos en la calidad de vida, la presencia de discapacidad, la utilización de un mayor número de recursos en salud, y el aumento de los riesgos de mortalidad (Marengoni *et al.*, 2011).

15 El índice de masa corporal es un indicador relativo de la grasa corporal que se obtiene de dividir el peso de una persona en kilogramos por el cuadrado de la talla en metros (kg/m²), un IMC ≥ 30.0 determina obesidad (OMS, 1998).

Procedimiento de estimación y análisis estadístico

La investigación tiene un diseño transversal por las características de la fuente de datos. El análisis se estratifica por sexo, pues se hipotetiza que la vulnerabilidad social se expresa diferencialmente entre mujeres y hombres (Toksanbaeva, 2001). Además, existen diferencias en la dependencia funcional entre sexos (Manrique-Espinoza *et al.*, 2011).

En una primera parte, el análisis estadístico incluye la distribución porcentual de las categorías de las variables de estudio y pruebas estadísticas de diferencias de proporciones entre mujeres y hombres mediante el estadístico *chi-cuadrado* (χ^2). En una segunda parte, el análisis estadístico estima la asociación entre tres dimensiones de la vulnerabilidad social consideradas y tres categorías de dependencia funcional. Dadas las características de la variable dependiente, en la que se asume un orden entre las categorías de dependencia funcional a evaluar, el modelo estadístico elegido es la regresión logística ordinal que se define como,

$$P(Y_i > j) = \frac{\exp(\alpha_j + X_i\beta)}{1 + [\exp(\alpha_j + X_i\beta)]}, j = 1, 2, \dots, k - 1$$

Donde:

- X representa el vector de variables predictoras x_1, x_2, \dots, x_k ,
- β representa los efectos de las x_1, x_2, \dots, x_k variables predictoras,
- $k - 1$ representa las categorías de la variable dependiente, excluyendo la categoría de referencia.

Un supuesto básico de los modelos logísticos ordinales consiste en verificar la proporcionalidad de curvas de probabilidad de las variables predictoras según las categorías de la variable predicha. Mediante el estadístico de Brant (1990) se probó la proporcionalidad de las probabilidades de las dimensiones de la vulnerabilidad social con un nivel de significancia del 5% (IC 95%).

De acuerdo con las dimensiones de la vulnerabilidad social propuestas, los modelos a estimar son los siguientes: modelo 1= *dimensión individual*, modelo 2= *dimensión social*, y modelo 3= *dimensión programática*. Adicionalmente, se evaluó la bondad de ajuste de los modelos según los valores de los criterios bayesianos de Akaike (AIC) y de Schwarz (BIC). Se utilizan RM en la interpretación de las asociaciones de las variables de la vulnerabilidad social y las categorías de dependencia funcional considerados. Finalmente, se estiman las probabilidades de presentar diversos grados de dependencia funcional entre mujeres y hombres ajustando por las variables de las dimensiones de la vulnerabilidad social. El análisis estadístico se realizó con la versión 14.2 del *software* Stata.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 47-70

58

Dependencia
funcional y
vulnerabilidad
social en
adultos
mayores
mexicanos,
2012

Lozano
Keymolen /
Montoya
Arce /
Gaxiola
Robles
Linares /
Román
Sánchez

Resultados

Los datos de la tabla 1 indican que una mayor proporción de los hombres presenta mayor dependencia funcional que las mujeres. Según las variables de la *dimensión individual*, un mayor porcentaje de mujeres tenía diagnóstico de una EC y de multimorbilidad que los hombres. Sin embargo, es importante apuntar que, en mayor proporción, los hombres declararon no tener diagnóstico previo de EC. Con respecto a las variables de la *dimensión social*, una mayor proporción de mujeres no tenía escolaridad, mientras que los hombres participaban mayormente en el gasto del hogar que las mujeres. En cuanto a la variable de la *dimensión programática*, los hombres declararon mayor satisfacción con el apoyo y las relaciones sociales que las mujeres.

Tabla 1
Estadísticos descriptivos de la muestra: mujeres y hombres mexicanos de sesenta años y más en Ensanut 2012

Variable	Población	Mujeres	Hombres	Mujeres- Hombres
	(N= 6116)	(N= 3349)	(N= 2767)	Chi-cuadrada: $p > \chi^2 $
ABVD				0,008
Sin limitación	79,9	82,6	81,6	
Una limitación	9,9	10,7	8,9	
Dos o más limitaciones	10,2	6,7	9,5	
Grupo etario				0,161
60 a 69 años	54,9	55,7	54,0	
70 años y más	45,1	44,3	46,0	
Hablar lengua indígena				0,100
Sí	11,9	11,3	13,7	
No	88,1	88,7	87,3	
Multimorbilidad				0,000
Sin EC	46,1	37,7	56,3	
Una EC	31,9	35,4	27,7	
Multimorbilidad (2 o más EC)	22,0	27,0	15,9	
Escolaridad				0,000
Sin escolaridad	27,3	30,7	23,2	
Al menos un año de escolaridad	72,7	69,3	76,8	
Aporte al gasto del hogar				0,000
Sí	73,5	61,6	87,9	
No	26,5	38,4	12,1	
Apoyo y recursos sociales				0,158
Satisfacción	52,8	44,0	63,4	
Insatisfacción en al menos una	47,2	56,0	36,6	

Fuente: elaboración propia a partir de la base de datos de la Ensanut 2012.

Nota: $p > |\chi^2|$ = Significancia del estadístico de prueba chi-cuadrada.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 47-70

59

*Dependencia
funcional y
vulnerabilidad
social en
adultos
mayores
mexicanos,
2012*

Lozano
Keymolen /
Montoya
Arce /
Gaxiola
Robles
Linares /
Román
Sánchez

Como se comentó, los modelos de regresión logística ordinal permiten estimar la asociación entre la dependencia funcional y la vulnerabilidad social para mujeres y hombres mayores mexicanos. Las pruebas de proporcionalidad de las curvas de probabilidades indican que para los hombres, en las variables *multimorbilidad* y *apoyo y recursos sociales* existe significancia estadística para la no proporcionalidad de las curvas de probabilidad de cada categoría de las variables ($p < 0,050$). Sin embargo, se considera la plausibilidad en la estimación de modelos *logit* ordinales dado que lo que interesa evaluar es la asociación de las variables de la vulnerabilidad social como un conjunto (tabla 2).

Tabla 2
Estadístico de Brant para la no proporcionalidad de probabilidades de las variables de la vulnerabilidad social:
mujeres y hombres mexicanos de sesenta años y más en Ensanut 2012

Variables según sexo	Chi-cuadrada	$p > \chi^2 $	Grados de libertad
Mujeres			
Grupo etario	1,16	0,281	1
Hablar lengua indígena	0,01	0,951	1
Multimorbilidad	1,12	0,290	1
Consumo de tabaco	0,61	0,436	1
Escolaridad	0,46	0,499	1
Aporte al gasto familiar	0,35	0,552	1
Apoyo y recursos sociales	0,18	0,671	1
Prueba global	4,26	0,750	7
Hombres			
Grupo etario	2,96	0,058	1
Hablar lengua indígena	0,03	0,857	1
Multimorbilidad	5,37	0,020	1
Consumo de tabaco	1,05	0,305	1
Escolaridad	0,07	0,798	1
Aporte al gasto familiar	0,20	0,652	1
Apoyo y recursos sociales	2,65	0,063	1
Prueba global	9,23	0,132	7

Fuente: elaboración propia a partir de la base de datos de la Ensanut 2012.
Nota: $p > |\chi^2|$ = Significancia del estadístico de prueba.

En la tabla 3 se muestran los resultados de los estadísticos AIC y BIC para los modelos *logit* ordinales en mujeres, y es el modelo 3 el que muestra el mejor ajuste a los datos (AIC=4135.703, BIC=4190.750). De acuerdo con el modelo 3, y ajustando por las dimensiones individual y social, entre las mujeres tener setenta años y más o haber sido diagnosticada con una EC o tener multimorbilidad está asociado a un incremento en las probabilidades de tener algún grado de dependencia funcional. Conviene destacar que ser hablante de lengua indígena solo es estadísticamente significativo para el modelo 1, donde únicamente se incluyen variables de la *dimensión individual*. Sobre la asociación de las variables de la *dimensión social*, haber cursado al menos un año de escolaridad se

RELAP
Año 11
Número 21
Segundo semestre
Julio a diciembre de 2017
pp. 47-70

relaciona con menores probabilidades de tener alguna limitación en las ABVD, comparado con no tener escolaridad. En cuanto a la variable relacionada con la *dimensión programática*, se encuentra que tener satisfacción con el apoyo y el soporte sociales se asocia con una disminución de la probabilidad de necesitar asistencia para realizar ABVD. En resumen, los resultados del modelo 3 indican que, entre las mujeres, la vulnerabilidad social expresada a través de la edad avanzada y la presencia de múltiples EC se asocia con mayores probabilidades de presentar dependencia funcional. En el mismo sentido, tanto tener al menos un año de escolaridad y declarar satisfacción con el apoyo y el soporte sociales constituyen factores que se asocian con menores probabilidades de tener algún grado de dependencia funcional.

Tabla 3
Modelos logit ordinales para mostrar los efectos de la vulnerabilidad social en la dependencia funcional:
mujeres mexicanas de sesenta años y más en Ensanut 2012

Variable	Modelo 1				Modelo 2				Modelo 3			
	IC 95%				IC 95%				IC 95%			
	RM	p> z	LI	LS	RM	p> z	LI	LS	RM	p> z	LI	LS
Grupo etario (Ref.: 60 a 69 años)												
70 años y más	1,57	0,000	1,32	1,86	1,51	0,000	1,27	1,79	1,57	0,000	1,31	1,96
Hablar lengua indígena (Ref.: No)												
Sí	1,37	0,017	1,06	1,78	1,26	0,092	0,96	1,64	1,25	0,100	0,96	1,64
Multimorbilidad (Ref.: Sin EC)												
Una EC	1,35	0,005	1,10	1,67	1,40	0,002	1,13	1,73	1,34	0,007	1,08	1,66
Multimorbilidad	2,03	0,000	1,64	2,15	2,10	0,000	1,69	2,60	1,85	0,000	1,48	2,30
Consumo de tabaco (Ref.: Nunca fumó)												
Fuma actualmente	0,89	0,564	0,58	1,35	0,91	0,646	0,59	1,39	0,91	0,653	0,59	1,40
Alguna vez fumó	1,36	0,003	1,11	1,67	1,38	0,002	1,12	1,69	1,38	0,002	1,12	1,70
Escaridad (Ref.: Sin escolaridad)												
Al menos un año de escolaridad					0,73	0,001	0,61	0,88	0,75	0,003	0,62	0,90
Aporte al gasto familiar (Ref.: No)												
Sí					0,87	0,137	0,74	1,04	0,91	0,296	0,76	1,09
Apoyo y recursos sociales (Ref.: Insatisfacción en al menos una)												
Satisfacción									0,41	0,000	0,35	0,49
Log-likelihood	-2107,767				-2101,177				-2053,991			
P> χ^2	0,000				0,000				0,000			
AIC	4231,534				4222,355				4129,981			
BIC	4280,466				4283,519				4197,262			

Fuente: elaboración propia a partir de la base de datos de la Ensanut 2012.
Nota: p>|z|= Significancia del estadístico de prueba. IC 95%= Intervalo de confianza al 95%. LI= Límite inferior, LS= Límite superior.

De acuerdo con la tabla 4, el mejor ajuste para los datos de los hombres según los estadísticos AIC (4543.440) y BIC (4596.769) se da en el modelo 3. Con respecto a la *dimensión individual*, y ajustando por las variables de la *dimensión social* y la *dimensión*

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 47-70

61

Dependencia
funcional y
vulnerabilidad
social en
adultos
mayores
mexicanos,
2012

Lozano
Keymolen /
Montoya
Arce /
Gaxiola
Robles
Linares /
Román
Sánchez

programática, se observa que características de la vulnerabilidad social como la edad avanzada, hablar lengua indígena o la multimorbilidad son factores que se asocian con mayores probabilidades de tener algún grado de dependencia funcional. Para las variables de la *dimensión social*, y controlando por la *dimensión individual* y la *dimensión programática*, entre los hombres tener algún año de escolaridad y aportar al gasto del hogar son factores que se asocian con menores probabilidades de tener alguna limitación en las ABVD. En cuanto a la variable relacionada con la *dimensión programática*, y una vez ajustada por las dimensiones individual y social, se encuentra que, comparados con los hombres que declararon al menos una insatisfacción, estar satisfecho con el apoyo y soporte social estimados se asocia con menores probabilidades de tener algún grado de dependencia funcional.

Tabla 4
Modelos logit ordinales para mostrar los efectos de la vulnerabilidad social en la dependencia funcional:
hombres mexicanos de sesenta años y más en Ensanut 2012

Variable	Modelo 1				Modelo 2				Modelo 3			
	IC 95%								IC 95%			
	RM	p> z	LI	LS	RM	p> z	LI	LS	RM	p> z	LI	LS
Grupo etario (Ref.: 60 a 69 años)												
70 años y más	1,61	0,000	1,38	1,88	1,51	0,000	1,29	1,77	1,52	0,000	1,29	1,78
Hablar lengua indígena (Ref.: No)												
Sí	1,40	0,004	1,16	1,76	1,33	0,017	1,05	1,67	1,32	0,019	1,05	1,67
Multimorbilidad (Ref.: Sin EC)												
Una EC	1,09	0,311	0,92	1,32	1,11	0,275	0,92	1,33	1,07	0,445	0,89	1,29
Multimorbilidad	1,40	0,003	1,13	1,74	1,42	0,002	1,14	1,76	1,30	0,020	1,04	1,63
Consumo de tabaco (Ref.: Nunca fumó)												
Fuma actualmente	0,94	0,606	0,74	1,19	0,93	0,581	0,74	1,19	0,91	0,452	0,72	1,16
Alguna vez fumó	0,96	0,574	0,78	1,15	0,95	0,608	0,79	1,15	0,94	0,510	0,77	1,14
Escolaridad (Ref.: Sin escolaridad)												
Al menos un año de escolaridad					0,76	0,003	0,63	0,91	0,81	0,027	0,67	0,98
Aporte al gasto familiar (Ref.: No)												
Sí					0,60	0,000	0,48	0,75	0,64	0,000	0,51	0,80
Apoyo y recursos sociales (Ref.: Insatisfacción en al menos una)												
Satisfacción									0,52	0,000	0,44	0,62
Log-likelihood	-2304,125				-2289,203				-2262,397			
P>χ2	0,000				0,000				0,000			
AIC	4624,249				4598,405				4546,793			
BIC	4671,654				4657,660				4611,974			

Fuente: elaboración propia a partir de la base de datos de la Ensanut 2012.
Nota: p>|z|= Significancia del estadístico de prueba. IC 95%= Intervalo de confianza al 95%. LI= Límite inferior, LS= Límite superior.

Finalmente, en la tabla 5 se presenta el resumen de las probabilidades estimadas para mujeres y hombres de sesenta años y más de presentar algún grado de limitación en el

desarrollo de las ABVD. Como puede verse, existen diferencias en las probabilidades de presentar dependencia funcional ajustando por las variables de la vulnerabilidad social. En este sentido, los hombres presentan una menor probabilidad de no tener dependencia funcional pero mayores probabilidades de tener una limitación o dos o más limitaciones en el desarrollo de ABVD que las mujeres.

Tabla 5
Probabilidades ajustadas de presentar algún grado de dependencia funcional
en mujeres y hombres mexicanos de sesenta años y más en Ensanut 2012

	IC 95%			
	Probabilidad	p> z	LI	LS
Mujeres				
Sin limitación en ABVD	0,813	0,000	0,800	0,827
Una limitación en ABVD	0,105	0,000	0,095	0,116
Dos o más limitaciones en ABVD	0,081	0,000	0,072	0,091
Hombres				
Sin limitación en ABVD	0,660	0,000	0,642	0,678
Una limitación en ABVD	0,256	0,000	0,239	0,272
Dos o más limitaciones en ABVD	0,084	0,000	0,074	0,095

Fuente: elaboración propia a partir de la base de datos de la Ensanut 2012.
Nota. p>|z|= Significancia del estadístico de prueba. IC 95%= Intervalo de confianza al 95%. LI= Límite inferior, LS= Límite superior.

RELAP
Año 11
Número 21
Segundo semestre
Julio a diciembre de 2017
PP. 47-70

63
Dependencia funcional y vulnerabilidad social en adultos mayores mexicanos, 2012
Lozano Keymolen / Montoya Arce / Gaxiola Robles Linares / Román Sánchez

Discusión y conclusiones

El análisis de la vulnerabilidad social y de las consecuencias de esta en la salud de las personas mayores es una de las vertientes de análisis más significativas en poblaciones con profundos procesos de envejecimiento poblacional. Considerando lo anterior, esta investigación estima la posible asociación que la vulnerabilidad social tiene con diversos grados de dependencia funcional entre adultos mayores mexicanos.

Una de las principales características de esta investigación es que el análisis se estratifica por sexo, pues se considera que la vulnerabilidad social se expresa de manera diferenciada entre mujeres y hombres (Toksambaeva, 2001; Grundy, 2006) y parte de los resultados encontrados permiten verificar esta hipótesis.

Los resultados de los modelos logísticos ordinales permiten observar que, con respecto a los efectos de las variables relacionadas con la *dimensión individual*, tanto en mujeres como en hombres tener setenta años y más y presentar multimorbilidad como factores de la vulnerabilidad social se asocia con mayores probabilidades de tener algún grado de limitación en las ABVD. Estos resultados se condicen con los obtenidos en otras investigaciones en las cuales se ha encontrado que la edad avanzada y la presencia de múltiples EC se asocian con la dependencia funcional (Grundy, 2006; Manrique-Espinoza *et al.*, 2011).

De manera similar, para los hombres hablar alguna lengua indígena se asocia con un incremento en las probabilidades de tener algún grado de dependencia funcional. A propósito de esto, Manrique-Espinoza *et al.* (2016) han mostrado que ser hablante de lengua

indígena como factor de vulnerabilidad social se asocia con resultados negativos en salud, como la presencia de fragilidad. Sin embargo, es importante destacar que, al menos en esta muestra de análisis, para las mujeres ser hablante de lengua indígena no es significativo como factor de vulnerabilidad social en la presencia de algún grado de dependencia funcional lo cual puede relacionarse con los efectos de otras variables, pues la RM es mayor de uno.

De acuerdo con la *dimensión social* propuesta de la vulnerabilidad social, otro de los resultados de esta investigación muestra que tener al menos un año de escolaridad, como variable asociada con la vulnerabilidad social, se relaciona con menores probabilidades de presentar algún grado de dependencia funcional. Al respecto, algunos trabajos han mostrado que, asociada con la vulnerabilidad social, la ausencia o baja escolaridad incrementa las probabilidades de presentar condiciones negativas en salud como fragilidad (Manrique-Espinoza *et al.*, 2016) u obesidad (An y Xiang, 2015).

Un resultado interesante de este trabajo muestra que la variable *aporta al gasto del hogar*, en tanto variable asociada con la *dimensión social* de la vulnerabilidad social, presenta diferencias entre sexos. En el caso de los hombres, aportar al gasto familiar se asocia con menores probabilidades de presentar algún grado de dependencia funcional, pero en el caso de las mujeres la asociación no es significativa. Estos resultados pueden interpretarse como parte de las diferencias entre sexos, ya que la participación económica de las mujeres de edades avanzadas al gasto familiar suele ser baja (Coneval, 2012). En este sentido, las diferencias entre mujeres y hombres adultos mayores mexicanos que aportan al ingreso familiar pueden entenderse como un mecanismo que reproduce o refuerza su vulnerabilidad social y, por supuesto, supone una hipótesis a probar en futuras investigaciones.

Como se comentó, la *dimensión programática* de la vulnerabilidad social contempla una variable dicotómica a partir de variables que identifican si el adulto mayor se considera una persona valiosa, si declara satisfacción con su vecindario, satisfacción general, satisfacción con las relaciones con sus hijos. Los resultados de los modelos para mujeres y hombres indican que, comparados con quienes declararon no estar satisfechos con al menos uno de los rubros considerados, estar satisfecho con el apoyo y soporte social percibidos se asocia con menores probabilidades de presentar algún grado de dependencia funcional. Estos resultados aportan evidencia en la que la vulnerabilidad social, expresada en la insatisfacción o falta de apoyo y recursos sociales, tiene efectos negativos en la salud de los adultos mayores al asociarse con mayores probabilidades de presentar alguna limitación en el desarrollo de ABVD. Este tipo de resultados se relaciona con los encontrados por otras investigaciones en las cuales se encontró que la falta de soporte social se relaciona con resultados adversos en la salud entre adultos mayores (Fisher *et al.*, 2004; Schröder-Butterfill y Marianti, 2006; Doubova *et al.*, 2010; Sarvimäki y Stenbock-Hult, 2016).

La presente investigación tiene diversas limitaciones, una de las cuales se relaciona con el uso de datos transversales, lo que no permite evaluar asociaciones en el tiempo ni tener una visión prospectiva de la vulnerabilidad social y sus efectos en la dependencia funcional. En este sentido, puede suponer una limitación de la investigación introducir variables que «midan» percepciones subjetivas en un modelo estadístico. Sin embargo, debe señalarse que se asume que estas se basan en valoraciones del apoyo y recursos sociales de los entrevistados en la fuente de datos. Otra limitación del estudio consiste en la bidireccionalidad que el objeto de estudio puede tomar, pues si bien este análisis busca determinar la asociación entre la vulnerabilidad social y la dependencia funcional, puede

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 47-70

64

Dependencia
funcional y
vulnerabilidad
social en
adultos
mayores
mexicanos,
2012

Lozano
Keymolen /
Montoya
Arce /
Gaxiola
Robles
Linares /
Román
Sánchez

ocurrir también que la dependencia funcional sea un factor que propicie o incentive la vulnerabilidad social, pues las personas con limitación en las ABVD pueden tener menores recursos que los sitúan en situaciones de vulnerabilidad social.

En conclusión, los resultados de esta investigación muestran que entre mujeres y hombres mexicanos de sesenta años y más, la vulnerabilidad social se asocia con la presencia de dependencia funcional. Sin embargo, es importante recordar que los factores que se asocian con la vulnerabilidad social entre los adultos mayores suelen ser heterogéneos, pues estos se relacionan o interactúan diferencialmente de acuerdo con los contextos específicos de los adultos mayores (Schröder y Mariani, 2006; Sánchez-González y Egea-Jiménez, 2011; Zaidi, 2014). En este sentido, y si bien puede resultar cuestionable señalar a los adultos mayores como grupo vulnerable —pues es cierto que se trata de un grupo poblacional heterogéneo—, lo cierto es que estos tienen mayores necesidades en lo relativo a la salud o a lo socioeconómico, pero menos recursos para satisfacer tales requerimientos (Coneval, 2012). Asimismo, y a pesar de las limitaciones de esta investigación, se espera que los resultados permitan identificar parte de los factores que asocian a la vulnerabilidad social con la dependencia funcional entre las personas de edades avanzadas de México. Además, pueden identificarse elementos que estimulan las diferencias en salud en un contexto de envejecimiento de la estructura etaria del país.

Bibliografía

- ALWANG, J.; SIEGEL, P. y JORGENSEN, S. (2001), «Vulnerability: A view from different disciplines», en *Social Protection*, Discussion Paper n.º 23304. Washington, D. C: Banco Mundial, en <<http://documents.worldbank.org/curated/en/636921468765021121/Vulnerability-a-view-from-different-disciplines>>, acceso 10/6/2017.
- AN, R. y XIANG, X. (2015), «Social vulnerability and obesity among U.S. adults», en *International Journal of Health Sciences*, vol. 3, n.º 3, pp. 7-21, doi: 10.15640/ijhs.v3n3a2.
- ANDREW, M.; MITNITSKI, A. y ROCKWOOD, K. (2008), «Social vulnerability, frailty and mortality in elderly people», en *PLoS ONE*, vol. 3, n.º 5, p. e2232, doi:10.1371/journal.pone.0002232.
- ANDREW, M. y ROCKWOOD, K. (2010), «Social vulnerability predicts cognitive decline in a prospective cohort of older Canadians», en *Alzheimer's & Dementia: Journal of the Alzheimer's Association*, vol. 6, n.º 4, pp. 319-325.
- ANGEL, J. VEGA, W. y LÓPEZ-ORTEGA, M. (2017), «Aging in Mexico: Population trends and emerging issues», en *Gerontologist*, vol. 57 (2), pp. 153-162.
- ARANIBAR, P. (2001), *Acercamiento conceptual a la situación del adulto mayor en América Latina*, Santiago de Chile: ONU, doi: 10.1093/heapol/czr047.
- ARMSTRONG, J.; ANDREW, M.; MITNITSKI, A.; LAUNER, L.; WHITE, L. y ROCKWOOD, K. (2015), «Social vulnerability and survival across levels of frailty in the Honolulu-Asia Aging Study», en *Age and Ageing*, vol. 44, pp. 709-712, doi: 10.1093/ageing/afv016.
- ARZATE, J.; FUENTES, G. y RETEL, C. (2007), «Desigualdad y vulnerabilidad en el colectivo de adultos mayores en México y en el Estado de México. Una revisión multidisciplinaria», en *Quivera*, vol. 9, n.º 2, pp. 231-262, en: <<http://www.redalyc.org/html/401/40190209/>>, acceso: 14/12/2017.
- AYRES, J. R. DE CARVALHO MESQUITA; CALAZANS, G. JUNQUEIRA; SALETTI FILHO, H. C. y FRANCA JUNIOR, I. (2006), «Risco, vulnerabilidade e práticas de prevenção e promoção da saúde», en CAMPOS, G. W. DE SOUSA; MINAYO, M. C. DE SOUZA; AKERMAN, M.; DRUMOND JÚNIOR, M. y CARVALHO, Y. M. DE, *Tratado de saúde coletiva*, Río de Janeiro: Fiocruz.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 47-70

65

*Dependencia
funcional y
vulnerabilidad
social en
adultos
mayores
mexicanos,
2012*

Lozano
Keymolen /
Montoya
Arce /
Gaxiola
Robles
Linares /
Román
Sánchez

- BARRADAS BARATA, R.; SAMPAIO DE ALMEIDA, M.; CASSANTI, A. y GRUPO DE PROJETO VULNERABILIDADE SOCIAL NO CENTRO DE SÃO PAULO (2011), «Social vulnerability and health status: a household survey in the central area of a Brazilian metropolis», en *Cadernos de Saude Publica*, vol. 27, n.º 2, pp. 164-175.
- BARRANTES-MONGE, M.; GARCÍA-MAYO, E.; GUTIÉRREZ-ROBLEDO, L. y MIGUEL-JAIMES, A. (2007), «Dependencia funcional y enfermedades crónicas en ancianos mexicanos», en *Salud Pública de México*, vol. 49, n.º 4, pp. S459-S466.
- BIRKMANN, J. (2006), «Indicators and criteria for measuring vulnerability: theoretical bases and requirements», en *Measuring vulnerability to natural hazards: towards disaster resilient societies*, Tokio: United Nations University Press.
- BRANT, R. (1990), «Assessing proportionality in the proportional odds model for ordinal logistic regression», en *Biometrics*, vol. 46, n.º 4, pp. 1171-1178, en: <http://www.jstor.org/stable/2532457?seq=1#page_scan_tab_contents>, acceso: 15/12/2017.
- CHAMBERS, R. (1989), «Editorial introduction: Vulnerability, coping and policy», en *IDS Bulletin*, vol. 20, pp. 1-7.
- CONSEJO NACIONAL DE EVALUACIÓN DE LA POLÍTICA DE DESARROLLO SOCIAL (CONEVAL) (2012), *Pobreza y género en México. Hacia un sistema de indicadores*, Ciudad de México: Coneval.
- CUTTER, S. (1996), «Vulnerability to environmental hazards», en *Progress in Human Geography*, vol. 20 (4), pp. 529-539.
- DAMIÁN, A. (2016), «Seguridad social, pensiones y pobreza de los adultos mayores en México», en *Acta Sociológica*, vol. 70, pp. 151-172, doi: 10.1016/j.acso.2017.01.007.
- DIDERICHSEN, F.; EVANS, T. y WHITEHEAD, M. (2001), «The social basis of disparities in health», en EVANS, T.; WHITEHEAD, M.; DIDERICHSEN, F.; BHUIYA, A. y WIRTH, M. (coords.), *Challenging inequities in health: From ethics to action*, Oxford: Oxford Scholarships Online.
- DOS SANTOS, A. y IOST PAVARINI, S. (2011), «Functionality of elderly people with cognitive impairments in different contexts of social vulnerability», en *Acta Paulista de Enfermagem*, vol. 24, n.º 4, pp. 520-526, doi: 10.1590/S0103-21002011000400012.
- DOUBOVA, S.; PÉREZ-CUEVAS, R.; ESPINOSA-ALARCÓN, P. y FLORES-HERNÁNDEZ, S. (2010), «Social network types and functional dependency in older adults in Mexico», en *BMC Public Health*, vol. 10, pp. 104-113, doi: 10.1186/1471-2458-10-104.
- FISHER, M.; AL SNIH, S.; OSTIR, G. y GOODWIN, J. (2004), «Positive affect and disability among older Mexican Americans with arthritis», *Arthritis & Rheumatism (Arthritis Care & Research)*, vol. 51, n.º 1, pp. 34-39.
- FLANAGAN, B.; GREGORY, E.; HALLISEY, E.; HEITGERD, J. y LEWIS, B. (2011), «A social vulnerability index for disaster management», *Journal of Homeland Security and Emergency Management*, vol. 8, n.º 1.
- GRUNDY, E. (2006), «Ageing and vulnerable elderly people: European perspectives», en *Ageing & Society*, vol. 26, pp. 105-134, doi: 10.1017/S0144686X05004484.
- GURALNIK, J.; PATTEL, K. y FERRUCCI, L. (2012), «Assessing functional status and disability in epidemiologic studies», en Newman, A. y Cauley, J. (eds.), *The Epidemiology of Aging*, Nueva York: Springer.
- HIRMAS, M.; MATUTE, I.; OLEA, A. y POFFALD, L. (2016), «Una mirada a la vulnerabilidad social y sus consecuencias en la salud de las personas mayores en Chile», en CABIESES, B.; BERNALES, M.; OBACH, A. y PEDRERO, V. (eds.), *Vulnerabilidad social y su efecto en salud en Chile. Desde la comprensión del fenómeno hacia la implementación de soluciones*, Santiago de Chile: Universidad del Desarrollo.

- HUNG, W.; ROSS, J.; BOOCKVAR, K. y SIU, A. (2012), «Association of chronic diseases and impairments with disability in older adults: a decade of change?», en *Medical Care*, vol. 50 (6), pp. 501-507. doi: 10.1097/MLR.0b013e318245a0eo.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Y GEOGRAFÍA (INEGI) (2010), *Perfil sociodemográfico de los adultos mayores*, Ciudad de México: Inegi, doi: 10.1017/S0144686X05004484.
- (2015), *Encuesta Intercensal 2015. Tabulados básicos*, Ciudad de México: Inegi, en <<http://www.beta.inegi.org.mx/proyectos/enchogares/especiales/intercensal/>>, acceso: 2/5/2017.
- KATZ, S.; FORD, A.; MOSKOWITZ, R.; JACKSON, B. y JAFFE, M. (1963), «Studies of illness in the aged. The index of ADL: A standardized measure of biological and psychosocial function», en *JAMA*, vol. 185 (12), pp. 914-919.
- KAZTMAN, R. (2000), *Notas sobre la medición de la vulnerabilidad social*, Santiago de Chile: Cepal, en <<http://repositorio.cepal.org/handle/11362/31545>>, acceso: 18/4/ 2017.
- LARKIN, M. (2009), *Vulnerable Groups in Health and Social Care*, Londres: SAGE.
- LAWTON, P. y BRODY, E. (1969), «Assessment of older people: Self-maintaining and instrumental activities of daily living», en *The Gerontologist*, vol. 19 (3), pp. 179-186.
- LEAL, J. (2010), *Trabajo y vulnerabilidad social*, Salto: Universidad de la República, en <http://www.clacso.org.ar/libreria-latinoamericana-cm/contador/sumar_pdf.php?id_libro=160>, acceso: 22/6/2017.
- LO, K.-M. y FULDA, K. (2008), «Impact of predisposing, enabling, and need factors in accessing preventive medical care among U.S. children: Results of the national survey of children's health», en *Osteopathic Medicine and Preventive Care*, vol. 2, pp. 12-18, doi: 10.1186/1750-4732-2-12..
- MANRIQUE-ESPINOZA, B.; SALINAS-RODRÍGUEZ, A.; MORENO-TAMAYO, K. y TÉLLEZ-ROJO, M. (2011), «Prevalencia de dependencia funcional y su asociación con caídas en una muestra de adultos mayores pobres de México», en *Salud Pública de México*, vol. 53, pp. 26-33.
- MANRIQUE-ESPINOZA, B.; SALINAS-RODRÍGUEZ, A.; MORENO-TAMAYO, K.; ACOSTA-CASTILLO, I.; SOSA-ORTIZ, A. L.; GUTIÉRREZ-ROBLEDO, L. M. y TÉLLEZ-ROJO, M. (2013), «Condiciones de salud y estado funcional de los adultos mayores en México», en *Salud Pública de México*, vol. 55, Sup. 22, pp. S323-S331.
- MANRIQUE-ESPINOZA, B.; SALINAS-RODRÍGUEZ, A.; SALGADO DE SNYDER, N.; MORENO-TAMAYO, K.; GUTIÉRREZ-ROBLEDO, L. y AVILA-FUNES, J. (2016), «Frailty and social vulnerability in Mexican deprived and rural settings», en *Journal of Aging and Health*, vol. 28, n.º 4, pp. 740-752.
- MARENGONI, A.; ANGLEMAN, S.; MELIS, R.; MANGIALASCHÉ, F.; KARR, A.; GARMEN, A.; MEINOW, B. y FRATIGLIONI, L. (2011), «Aging with multimorbidity: a systematic review of the literature», en *Ageing Research Reviews*, vol. 10 (4), pp. 430-439.
- MARTIN, A. (2015), «A framework to understand the relationships between social factors that reduce resilience in cities: application to the city of Boston», en *International Journal of Disaster Risk Reduction*, Vol. 12, pp. 53-80, doi: 10.1016/j.ijdrr.2014.12.001.
- MECHANIC, D. y TANNER, J. (2007), «Vulnerable people, groups, and populations: societal view», en *Health Affairs*, vol. 26 (5), pp. 1220-1230.
- MONTAÑO HERNÁNDEZ, M.; HERNÁNDEZ DE DIOS, R. y ZAVALETA SUÁREZ, M. (2016), «Vulnerabilidad, protección y asistencia social en el adulto mayor en México», en *Revista DOXA Digital*, vol. 6, n.º 11, pp. 210-241.
- MONTES DE OCA, V. y HEBRERO, M. (2006), «Eventos cruciales y ciclos familiares avanzados: El efecto del envejecimiento en los hogares de México», en *Papeles de Población*, vol. 12, n.º 50, pp. 97-116.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

PP. 47-70

67

*Dependencia
funcional y
vulnerabilidad
social en
adultos
mayores
mexicanos,
2012*

Lozano
Keymolen /
Montoya
Arce /
Gaxiola
Robles
Linares /
Román
Sánchez

- MONTOYA, J.; ROMÁN, Y.; GAXIOLA, S. y MONTES DE OCA, H. (2016), «Envejecimiento y vulnerabilidad social en el Estado de México, 2010», en *Papeles de Población*, vol. 22, n.º 90, pp. 43-77.
- MOORE, L. y MILLER, M. (1999), «Initiating research with doubly vulnerable populations», en *Journal of Advanced Nursing*, vol. 30, pp. 1034-1040. doi: 10.1046/j.1365-2648.1999.01205.x
- NERI, A.; SANCHES, M.; FATTORI, A.; GUARIENTO, M. y ARBEX, F. (2014), «Associations between negative self-rated health and macro-structural, social and health vulnerability in elderly people: FIBRA Study, Campinas, Brazil», en *Pan American Journal of Aging Research*, vol. 2, n.º 2, p. 44-53, en: <<http://revistaseletronicas.pucrs.br/ojs/index.php/pajar/article/view/21011/0>>, acceso: 15/12/2017.
- NUNES, A. (2016), *Assets for health: Linking vulnerability, resilience and adaptation to climate change*. Tyndall Centre for Climate Change Research, Working Paper 163, en <<http://www.tyndall.ac.uk/sites/default/files/publications/twp163.pdf>>, acceso: 13/5/2017.
- ORGANIZACIÓN MUNDIAL DE LA SALUD (OMS) (1998), *Obesity. Preventing and managing the global epidemic. Report of a WHO Consultation Obesity*. Ginebra: OMS, en <<http://apps.who.int/iris/handle/10665/42330?locale=es>>, acceso: 15/12/2017.
- (2008). *Subsanar las desigualdades en una generación. Alcanzar la equidad sanitaria actuando sobre los determinantes sociales de la salud*. Ginebra: OMS, en <http://www.who.int/social_determinants/thecommission/finalreport/es/>, acceso: 3/4/2017.
- (2015), *Informe Mundial sobre el Envejecimiento y la Salud*. Ginebra: OMS, en <http://apps.who.int/iris/bitstream/10665/186466/1/9789240694873_spa.pdf>, acceso: 6/12/2017.
- PALMER, M. y HARLEY, D. (2011), «Models and measurement in disability: an international review», en *Health Policy and Planning*, vol. 27 (5), pp. 357-364, doi: 0.1093/heapol/czro47.
- PARTIDA, V. (2005), «La transición demográfica y el proceso de envejecimiento en México», en *Papeles de Población*, vol. 11, n.º 45, pp. 1-19, en: <http://cite.flacsoandes.edu.ec/media/2016/02/Partida-V_2005_La-transicion-demografica-y-el-proceso-de-envejecimiento-en-Mexico.pdf>, acceso: 15/12/2017.
- RODRIGUES, N. y NERI, A. (2012), «Vulnerabilidade social, individual e programática em idosos de comunidade: dados do estudo FIBRA, Campinas, SP, Brasil», en *Ciência & Saúde Coletiva*, vol. 17, pp. 1-11, en: <<http://www.redalyc.org/html/630/63023073023/>>, acceso: 15/12/2017.
- RODRÍGUEZ VIGNOLI, J. (2000), *Vulnerabilidad demográfica: una faceta de las desventajas sociales*, Proyecto Regional de Población Celade-FNUAP. Santiago de Chile: Celade-FNUAP, en <<http://webcache.googleusercontent.com/search?q=cache:http://archivo.cepal.org/pdfs/2000/S2000937.pdf>>, acceso: 15/12/2017.
- ROGERS, A. (1997), «Vulnerability, health, and healthcare», en *Journal of Advanced Nursing*, n.º 26, pp. 65-72. doi: 10.1046/j.1365-2648.1997.026065.x.
- SALGADO DE SNYDER, N.; GONZÁLEZ VÁZQUEZ, T.; BOJORQUEZ CHAPELA, I. e INFANTE XIBILE, C. (2007), «Vulnerabilidad social, salud y migración México-Estados Unidos», en *Salud Pública de México*, vol. 49, pp. 8-10 en: <<http://saludpublica.mx/index.php/spm/article/view/7420/9746>>, acceso: 15/12/2017.
- SÁNCHEZ-GONZÁLEZ, D. (2009), «Geografía del envejecimiento vulnerable y su contexto socioambiental en la ciudad de Granada: discapacidad, dependencia y exclusión social», en *Cuadernos Geográficos*, n.º 45, p. 107-135, en: <<http://www.ugr.es/~cuadgeo/docs/articulos/045/045-005.pdf>>, acceso: 15/12/2017.
- y EGEA-JIMÉNEZ, C. (2011), «Enfoque de vulnerabilidad social para investigar las desventajas socioambientales. Su aplicación en el estudio de los adultos mayores», en *Papeles de Población*, vol. 17 (69), pp. 151-185, en: <<http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=11221117006>>, acceso: 15/12/2017.

- SARVIMÄKI, A. y STENBOCK-HULT, B. (2016), «The meaning of vulnerability to older persons», en *Nursing Ethics*, vol. 23, n.º 4, pp. 372-383. doi: 10.1177/0969733014564908.
- SCHRÖDER-BUTTERFILL, E. y MARIANTI, R. (2006), «A framework for understanding old-age vulnerabilities», en *Ageing & Society*, vol. 26 (1), pp. 9-35. doi: 10.1017/S0144686X05004423.
- SISTEMA NACIONAL DE VIGILANCIA EPIDEMIOLÓGICA, SECRETARÍA DE SALUD (2016a), «Anuarios de morbilidad», en <<http://www.epidemiologia.salud.gob.mx/anuario/html/anuarios.html>>, acceso: 23/6/2017.
- (2016b), «Mortalidad. Estadísticas por tema», en <<http://www.beta.inegi.org.mx/proyectos/registros/vitales/mortalidad/>>, acceso: 23/6/2017.
- SHI, L. y STEVENS, G. (2005), «Vulnerability and unmet health care needs», en *Journal of General Internal Medicine*, vol. 20 (2), pp. 148-154. doi: 10.1111/j.1525-1497.2005.40136.x
- SHI, L.; STEVENS, G.; FAED, P. y TSAI, J. (2008), «Rethinking vulnerable populations in the United States: An introduction to a general model of vulnerability», en *Harvard Health Policy Review*, vol. 9, n.º 1, pp. 43-48, en: <https://www.jhsph.edu/research/centers-and-institutes/johns-hopkins-primary-care-policy-center/Publications_PDFs/2008%20HHPR%20p43.pdf>, acceso: 15/12/2017.
- SINGH, S.; EGHdami, M. y SINGH, S. (2014), «The concept of social vulnerability: a review from disasters perspectives», en *International Journal of Interdisciplinary and Multidisciplinary Studies*, vol. 1 (6), pp. 71-82, en: <<http://imsear.hellis.org/handle/123456789/176017>>, acceso: 15/12/2017.
- STRAEHLE, CH. (2016), «Vulnerability, health agency and capability to health», en *Bioethics*, vol. 30, pp. 34-40.
- TATE, E. (2012), «Social vulnerability indices: A comparative assessment using uncertainty and sensitivity analysis», en *Natural Hazards*, vol. 63 (2), pp. 325-347, en: <<https://link.springer.com/article/10.1007/s11069-012-0152-2>>, acceso: 15/12/2017.
- TOKSANBAEVA, M. (2001), «The social vulnerability of women», en *Problems of Economic Transition*, vol. 43, n.º 9, pp. 72-83.
- TORPY, J.; LYNM, C. y GLASS, R. (2006), «Frailty in older adults», en *JAMA*, vol. 296 (18), 2280, doi: 10.1001/jama.296.18.2280..
- VERGARA GONZÁLEZ, R. (2011), «Vulnerabilidad social y su distribución espacial: el caso de las entidades federativas de México, 1990-2010», en *Paradigma económico*, vol. 3, n.º 2, pp. 85-111.
- WALLACE, L.; THEOU, O.; PENA, F.; ROCKWOOD, K. y ANDREW, M. (2015), «Social vulnerability as a predictor of mortality and disability: Cross-country differences in the survey of health, aging, and retirement in Europe (SHARE)», en *Aging Clinical and Experimental Research*, vol. 27, n.º 3, pp. 365-372. doi: 10.1007/s40520-014-0271-6.
- WHEELER, R. y HADDAD, L. (2005), *Reconciling different concepts of risk and vulnerability: A review of donor documents*, Sussex: IDS, en <https://www.unicef.org/socialpolicy/files/Reconciling_Different_Concepts_of_Risk_and_Vulnerability.pdf>, acceso: 15/12/2017.
- WONG, R.; MICHAELS-OBREGON, A.; PALLONI, A.; GUTIÉRREZ-ROBLEDO, L.; GONZÁLEZ-GONZÁLEZ, C.; LÓPEZ-ORTEGA, M.; TÉLLEZ-ROJO, M. y MENDOZA-ALVARADO, L. (2015), «Progression of aging in Mexico: The Mexican Health and Aging study (MHAS) 2012», en *Salud Pública de México*, vol. 57, n.º I, pp. S79-S89, en <https://scielosp.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0036-36342015000700012>, acceso: 15/12/2017.
- ZAIDI, A. (2014), «Life cycle transitions and vulnerabilities in old age: A review». UNDP Human Development Report Office, en <http://hdr.undp.org/sites/default/files/hdr_2014_zaidi_final.pdf>, acceso: 15/12/2017.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

PP. 47-70

69

Dependencia
funcional y
vulnerabilidad
social en
adultos
mayores
mexicanos,
2012

Lozano
Keymolen /
Montoya
Arce /
Gaxiola
Robles
Linares /
Román
Sánchez

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 47-70

70

*Dependencia
funcional y
vulnerabilidad
social en
adultos
mayores
mexicanos,
2012*

Lozano
Keymolen /
Montoya
Arce /
Gaxiola
Robles
Linares /
Román
Sánchez

La disolución de la primera unión y su relación con la fecundidad de las mujeres montevidéanas¹

First union break-up and fertility dynamics among Montevidean women

Mariana Fernández Soto²

Universidad de la República

Resumen

En Uruguay desde mediados de los ochenta las disoluciones conyugales se han incrementado sustantivamente, generando que cada vez más personas estén fuera de una unión en edades reproductivas. Dado esto, cabe preguntarse cómo afectan las rupturas el comportamiento reproductivo de las mujeres. Este trabajo analiza la fecundidad de las mujeres montevidéanas tras la disolución conyugal de la primera unión, buscando aportar evidencia que permita entender cómo y en qué medida el aumento de las rupturas por divorcio o separación afecta las pautas de reproducción. Para ello se estudia el efecto de la disolución de la primera unión en el número de hijos que acumulan las mujeres entre 25 y 67 años con al menos una unión residentes en Montevideo y los factores asociados al evento tener al

Abstract

In Uruguay, since the mid-1980s conjugal dissolutions have increased substantially, generating an increased number of people of reproductive age outside of a union. Given this, several studies wonder how dissolutions affect reproductive behaviour of women. This work analyzes the fertility of Montevidean women after the dissolution of a first union, and seeks to understand how and to what extent the increase in divorce or separation affects reproductive patterns. To do this, it studies the effect of dissolution of first union on the number of children of women between the ages of 25 and 67 who had at least one union and live in Montevideo, and factors associated with having at least one child after separation/divorce of the first union. The study intends to contribute to knowledge on fertility after

*Revista
Latino-
americana
de Población*

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

71

*La disolución
de la primera
unión
y su relación
con la fecun-
didad
de las mujeres
montevide-
anas*

1 Este trabajo es una versión adaptada de uno de los capítulos de la tesis de doctorado de la autora.

2 Candidata a doctora en Estudios de Población (Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República); magíster en Población y Desarrollo (Flacso, México); diplomada en Sociodemografía por la Universidad de la República, y licenciada en Sociología por la misma universidad. Actualmente se desempeña como docente y asistente de investigación del Programa de Población de la Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República. Sus temas de interés son nupcialidad, fecundidad y formación de hogares. <marianillas@gmail.com>

menos un hijo luego de la separación/divorcio de la primera unión. Se pretende contribuir al conocimiento sobre la fecundidad tras la disolución desde una nueva perspectiva que privilegie la interrelación entre la vida conyugal y la reproductiva.

Palabras clave: Disolución primera unión. Fecundidad. Segundas uniones. Uruguay.

union dissolution from a perspective which highlights the relation between conjugal life and reproduction.

Keywords: First union dissolution. Fertility. Second unions. Uruguay.

Recibido: 11/9/2017. **Aceptado:** 7/12/2017

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 71-94

72

*La disolución
de la primera
unión
y su relación
con la fecun-
didad
de las mujeres
montevidea-
nas*

Mariana
Fernández
Soto

Introducción

Desde mediados de los ochenta las disoluciones conyugales vienen creciendo en Uruguay y se han convertido en eventos cada vez más generalizados. Las trayectorias conyugales se han diversificado y la relación entre la vida conyugal y la reproductiva parece estar cambiando. Como resultado se encuentran más personas fuera de unión a edades reproductivas, lo que se traduce en un aumento de segundas uniones (o de mayor orden) y de hogares reconstituidos en los que pueden nacer nuevos hijos.

Si bien los cambios de la fecundidad y los patrones de unión han sido ampliamente estudiados en Uruguay (Cabella, 1998, 2008, 2014; Fernández Soto, 2010; Filgueira, 1996; Nathan, 2015; Nathan, Pardo y Cabella, 2016; Paredes, 2003; Varela, Fostik y Fernández Soto, 2012; Varela *et al.*, 2014) no se han hecho estudios cuyo foco sea el impacto de las disoluciones conyugales en la fecundidad. Este trabajo busca aportar evidencia que permita entender cómo y en qué medida el aumento de las rupturas por divorcio o separación afecta el comportamiento reproductivo desde un abordaje que contemple la interacción entre la vida conyugal y la reproductiva.

El objetivo general de este trabajo es estudiar las consecuencias de la disolución de la primera unión en el comportamiento reproductivo de las mujeres residentes en Montevideo. Específicamente, se estudia la relación entre la disolución de la primera unión y la fecundidad que acumulan las mujeres y los principales factores asociados a la probabilidad de tener al menos un hijo luego de la disolución de la primera unión.

Antecedentes

Tradicionalmente, en la Demografía la nupcialidad ha sido conceptualizada como determinante próximo de la fecundidad (Bongaarts, 1987; Davis y Blake, 1956). La proporción de mujeres unidas era interpretada como un indicador de la exposición al riesgo de procrear, en la medida en que la vasta mayoría de la población procesaba la reproducción en el contexto de relaciones conyugales estables. La inestabilidad conyugal, por tanto, era considerada como un factor que reducía la proporción de mujeres en unión y en consecuencia disminuía el riesgo de exposición a la reproducción. El incremento de separaciones y divorcios estaba necesariamente asociado a la reducción de la fecundidad (Thomson *et al.*, 2012; Leone y Hinde, 2007; Leone, 2002).

Sin embargo, en las últimas décadas se han producido transformaciones importantes en los patrones de unión y disolución en los países occidentales. El aumento de las separaciones y divorcios es una de las transformaciones más importantes y se traduce en un incremento de personas fuera de una unión —con distintas edades y con diferentes desempeños reproductivos (con hijos, sin hijos y con mayor o menor paridez)—. Cuando estos grupos se vuelven más grandes y cuando las rupturas ocurren a edades progresivamente más tempranas, las posibilidades de establecer una nueva relación se incrementan, de modo que las nuevas uniones pueden incluir (más) hijos. Así se vuelve más frecuente que las personas tengan sus hijos en diferentes situaciones conyugales (fuera de la unión, en una única unión o en segundas o ulteriores uniones). Es esperable entonces que las disoluciones conyugales repercutan en el comportamiento reproductivo y hagan más factible tener hijos con más de una pareja. Este fenómeno es denominado en la literatura como *multiple-partner-fertility* (MFP) (Di Nallo, 2016; Guzzo, 2014). Esto lleva a cuestionar

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 71-94

73

*La disolución
de la primera
unión
y su relación
con la fecun-
didad
de las mujeres
montevidea-
nas*

Mariana
Fernández
Soto

si las disoluciones generan necesariamente un efecto depresor en la fecundidad (Leone y Hinde, 2007; Guzzo, 2014). Thomson *et al.* (2002) distinguen tres principales motivos para tener hijos en una unión posruptura: 1) el *efecto compromiso*, que lleva a tener un hijo con la nueva pareja para afianzar el compromiso de la nueva unión; 2) el *efecto hermanos*, según el cual las personas que tienen hijos de la primera unión porque quieren darle hermanos a sus hijos, y 3) el *efecto estatus de ser progenitor*, que explica que las personas deseen tener al menos un hijo y convertirse en padres (Thomson *et al.*, 2002).

Estudios recientes muestran que se producen dos fuerzas opuestas con el aumento de las disoluciones: por un lado, decrecen los períodos de exposición a la fecundidad, pero, por otro, aumenta el riesgo de formación de nuevas uniones en las que el deseo de tener hijos puede estar presente (Buber y Fürnkranz-Prskawetz, 2000; Thomson *et al.*, 2002; Toulemon y Knudsen, 2006; Leone y Hinde, 2007; Beaujouan y Solaz, 2008; Persson y Tollebrant, 2013; Spijker, Simó y Solsona, 2012). Se ha demostrado también que el efecto depresor o impulsor de la disolución conyugal en la fecundidad depende de los calendarios tanto de formación de la primera unión como de la disolución y del nacimiento del primer hijo (Thomson *et al.*, 2012; Meggiolaro y Ongaro, 2010; Jansen, Wijckmans y Van Bavel, 2009; Beaujouan y Wiles, 2011). La edad a la disolución y la presencia y número de hijos de la primera unión aparecen como variables clave en la posibilidad de una formar una nueva unión tras la ruptura y en la probabilidad de tener hijos en esa eventual unión (Jansen, Wijckmans y Van Bavel, 2009; Beaujouan y Wiles, 2011; Guzzo, 2014; Holland y Thomson, 2011).

La mayoría de estos planteamientos están sustentados en la experiencia y en el comportamiento reproductivo-conyugal de los países desarrollados con niveles de baja y muy baja fecundidad. En Latinoamérica, el comportamiento reproductivo de las mujeres está teñido por otros factores producto de la desigualdad social, que generan que las explicaciones respecto al comportamiento reproductivo sean más heterogéneas. Esto puede traducirse en que las decisiones reproductivas difieran según los grupos sociales, en los que varía el grado de racionalización y planificación. Probablemente, para las mujeres latinoamericanas, y particularmente para las que tienen muchos hijos, las motivaciones para tenerlos no se ajusten cabalmente a los planteamientos de los estudios en los países desarrollados. La falta de información respecto a las decisiones reproductivas de las mujeres en América Latina, y particularmente en Uruguay, hace que sea difícil establecer un marco explicativo sólido sobre los determinantes de tener un hijo después de la disolución conyugal y su relación con la fecundidad acumulada de las mujeres.

Datos y métodos

La fuente de datos que se utilizó para este trabajo proviene de la Encuesta de Situaciones Familiares (ESF).³ Esta encuesta recoge información longitudinal y retrospectiva y su muestra total es de 1229 mujeres entre 25 y 67 años en 2008, residentes en hogares de Montevideo y su área metropolitana. El cuestionario releva información sobre la historia conyugal (desde su pareja actual hasta tres parejas precedentes) y la reproductiva,

3 La ESF fue realizada por el Programa de Población y el Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Sociales y por el Instituto de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración de la Universidad de la República, con el apoyo financiero del Fondo Clemente Estable y de Unicef en 2001 y 2007.

registrando las fechas de inicio y disolución de las uniones y las fechas de nacimiento de los hijos. Por tanto, se cuenta con información sobre los contextos conyugales en que las mujeres tuvieron sus hijos.

Para este trabajo se considera a las mujeres de 25 a 67 años con al menos una unión y que tuvieron su primera unión antes de los 45 y las que la disolvieron antes de los 45 años.⁴ Se dejan por fuera del análisis cuatro grupos de mujeres: 1) las que nunca se unieron, 2) las que se unieron por primera vez después de los 45 años, 3) las que disolvieron la primera unión después de los 45 años y 4) las que disolvieron su primera unión por viudez o migración.⁵ Por lo tanto, de la muestra total de la encuesta (1229), solo 1040 casos fueron considerados para el análisis.⁶

El estudio se focaliza en dos grupos de mujeres: a) mujeres en una única unión y que nunca se separaron y b) mujeres con al menos una disolución conyugal. La categoría *al menos una disolución conyugal* incluye a todas las mujeres que disolvieron su primera unión y contemplan tanto a mujeres que han conformado o no una segunda unión.

La estrategia analítica se compone de dos partes: en primer lugar, se describen las principales características sociodemográficas de los dos grupos de mujeres anteriormente mencionados y se estima el riesgo de tener un hijo después de la disolución de la primera unión de acuerdo a diferentes atributos —a través del método Kaplan-Meier—. ⁷ En segundo lugar, se hace un análisis multivariado a través de la estimación de modelos de regresión de Poisson generalizado para identificar si la disolución de dicha unión afecta el número de hijos que acumula cada mujer y de regresiones logísticas de tiempo discreto para examinar los principales determinantes de la probabilidad de tener un hijo después de la disolución de la primera unión.

Para la primera variable dependiente —utilizada en los modelos de regresión de Poisson generalizado— se calculó el número de hijos que acumularon las mujeres hasta

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 71-94

75

*La disolución
de la primera
unión
y su relación
con la fecun-
didad
de las mujeres
montevidea-
nas*

Mariana
Fernández
Soto

4 Este tipo de abordaje fue utilizado en estudios para Italia (Meggiolaro y Ongaro, 2010) y para Inglaterra (Jefferies *et al.*, 2000).

5 Se quitaron de la muestra 189 casos: 115 de mujeres que nunca se unieron, siete casos de mujeres se unieron después de los 45 años, 19 casos que disolvieron la primera unión después de los 45 años y 48 que se separaron de su primera unión por viudez o migración. Los casos que se quitaron de la muestra representan 16,2% de la muestra, de los cuales un 10,5% nunca se unieron, 0,6% se unieron por primera vez después de los 45 años y 1,3% disolvieron

6 Para más detalle de la muestra y las principales variables véanse las tablas 6 y 7 del anexo.

7 Supone el cálculo del riesgo de tener un hijo luego de la disolución de la primera unión entre las mujeres que, a cada momento del tiempo, continúan en riesgo de experimentar dicho evento. Esto implica considerar a todas las mujeres que disolvieron su primera unión (hayan tenido o no una segunda unión) e ir excluyendo en cada momento del tiempo a aquellas que tienen un primer hijo después de la ruptura de la primera unión. Esta técnica permite estimar de manera más exacta la intensidad del nacimiento de un hijo después de la separación/divorcio que si se usaran cálculos simples de probabilidad.

el momento de la encuesta.⁸ Las variables independientes que se consideraron fueron las siguientes: edad al momento de la encuesta, experiencia de disolución de la primera unión (1: en primera unión sin disolución o 2: al menos una disolución conyugal), nivel educativo alcanzado, edad a la primera unión, tipo de primera unión y edad al primer hijo. El modelo formalizado es el siguiente:

$$P(Y = y) = \sum_{r=1}^p x_{ir} \beta_r$$

Donde Y es una variable de conteo que solo puede tomar valores discretos y positivos (y), x_{ir} es el factor de covariables, p es el número de covariables y β_r es el vector de regresores estimados a través de MLE.⁹ Para controlar el tiempo de exposición al evento se utilizaron tres variables:¹⁰ edad al momento de la primera unión, edad al momento de la encuesta y cantidad de años reproductivos pasados dentro de una unión. La edad a la primera unión y la edad al momento de la encuesta permiten estimar el tiempo que estuvieron expuestas para experimentar los eventos bajo estudio y se incluyó dicho tiempo como variable de exposición en los modelos.¹¹

Para el estudio de los determinantes de la probabilidad de tener un hijo después de la disolución de la primera unión se utilizó la técnica del análisis de historia de eventos no paramétricos, específicamente los modelos de regresión logística de tiempo discreto. Para ello se configuró la base de datos en formato años-persona a partir del tiempo que transcurrió luego de la disolución de la primera unión hasta la edad al momento de la encuesta para de esta manera controlar el tiempo de exposición al evento.¹² Estos modelos permi-

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 71-94

76

La disolución
de la primera
unión
y su relación
con la fecun-
didad
de las mujeres
montevidean-
as

Mariana
Fernández
Soto

- 8 Los modelos de Poisson son las regresiones que mejor se ajustan a las variables demográficas de conteo y permiten identificar cómo varían de acuerdo a las características de los individuos (Winkelmann y Zimmermann, 1994). Estos modelos asumen que cada valor de conteo observado tiene la forma de una distribución de Poisson y que la media y la varianza son iguales ($V(\mu)=\mu$) (Long y Freese, 2006; Winkelmann y Zimmermann, 1994). Los modelos de regresión de Poisson generalizado propuestos por Winkelmann y Zimmermann (1994) sirven tanto para cuando hay equi, sobre o subdispersión en los datos. Cuando hay subdispersión se recomienda usar el modelo de regresión de Poisson generalizado en lugar del modelo de regresión binomial negativo que es generalmente utilizado cuando hay sobredispersión (Harris y Yang, 2012; Long y Freese, 2006). Por este motivo se decidió estimar modelos de regresión de Poisson generalizado para identificar el efecto de la disolución de la primera unión en la cantidad de hijos que acumulan las mujeres. Para poder evidenciar su dispersión también se corrieron modelos de regresión Poisson donde *the goodness-of-fit chi-squared test* es significativo. Esto implica que los datos no se ajustan a un modelo de regresión de Poisson. Si δ fuese mayor que cero habría sobredispersión y si fuese igual a cero habría equidispersión.
- 9 Estimación de máxima verosimilitud, por sus siglas en inglés *maximum likelihood estimation* (MLE).
- 10 Esta manera de controlar el tiempo de exposición fue tomada del trabajo de Meggiolaro y Ongaro (2010).
- 11 Cuando los eventos no ocurren de manera homogénea en el tiempo se recomienda incluir en la estimación de los modelos una variable que muestre los distintos tiempos de exposición (Long y Freese, 2006). La variable *cantidad de años reproductivos en una unión* es equivalente a la cantidad de años (entre los 18 y 44 años) desde el momento de la primera unión hasta el momento de la entrevista o hasta los 44 años en el caso de las mujeres que no disolvieron la primera unión. También es equivalente a la cantidad de años desde la primera unión para aquellas mujeres que disuelven su vínculo después de los 44 años. Para las mujeres que disolvieron su primer vínculo, la cantidad de años reproductivos en unión se computa cuantificando la cantidad de años en la primera unión para las que se separaron y no volvieron a unirse; a las que tuvieron una segunda unión en edad fértil se les suma la cantidad de años en la segunda unión.
- 12 Un abordaje similar es utilizado en el estudio de Meggiolaro y Ongaro (2010).

ten representar el riesgo a través de la probabilidad de que un individuo experimente un evento —en este caso, tener un hijo después de la disolución de la primera unión— al tiempo t , dado que el individuo está todavía en riesgo de que le suceda el evento al tiempo t (Allison, 1982, 1984). De esta manera se controla el efecto de los distintos intervalos de exposición al evento. Para ello se creó una variable de duración (t) que indica la cantidad de años que pasaron entre la disolución y la edad al primer hijo luego de la disolución o la edad actual para los casos truncados.¹³ Si las mujeres tenían más de 44 años al momento de la entrevista y no habían tenido hijos, se trunca en esa edad, sino se le adjudica la edad al momento de la encuesta. A partir de esta variable se expande la base de datos en formato años-persona, es decir que cada fila representa un año después de la separación hasta los 44 años o la edad al momento de la encuesta. Luego se construye la variable dependiente, que adquiere en cada año después de la separación el valor cero si no tuvo un hijo y el valor uno si lo tuvo, y se computa su valor en la edad en que tuvo el hijo luego de la disolución saliendo del riesgo de exposición.¹⁴ El conjunto de variables independientes seleccionadas se divide en tres grupos: 1) variables de control: edad al momento de la encuesta, edad al cuadrado y nivel educativo alcanzado; 2) variables relacionadas con la historia conyugal: edad a la primera unión, tipo de primera unión, edad a la primera disolución y si hubo segunda unión, y 3) variables relacionadas con la historia reproductiva: edad al tener el primer hijo, presencia de hijo(s) en la primera unión y cantidad de hijo(s) de la primera unión. El modelo de regresión logística de tiempo discreto formalizado adquiere la siguiente formulación:

$$\log\left(\frac{P_t}{1-P_t}\right) = \alpha + \beta X_t + \gamma Z_t + \varepsilon$$

Donde P_t es la probabilidad de tener un hijo después de la disolución de la primera unión en el año t , α es la constante, X_t es el tiempo desde la disolución de la primera unión, Z_t es el vector de covariables y β y γ son los vectores de los coeficientes estimados de la regresión.

13 Los casos truncados por la izquierda son las mujeres con menos de 25 años y por la derecha las que tienen más de 44 años que se unieron por primera vez y las que tuvieron al menos una disolución conyugal antes de los 45 años pero aún no tuvieron hijos al momento en el que se les realizó la encuesta.

14 Previamente se construyó la variable edad a la que tuvo el hijo luego de la separación de la primera unión para las mujeres que sí habían tenido hijo(s). A los casos en que las mujeres no hubieran tenido hijos, es decir los casos truncados, se le adjudicó la edad al momento de la entrevista. Para crear la variable dependiente utilizada en estos modelos fue necesario detectar la situación conyugal en la cual las mujeres tuvieron sus hijos a través de la fecha de nacimiento y las fechas de inicio y disolución de cada una de las uniones. Para cada uno de los hijos que tuvieron las mujeres se identificó primero el tipo de unión en la que nació cada uno: 1) fuera de una unión, 2) en una unión libre o 3) en un matrimonio, y luego en qué número de unión: 1) fuera de una unión, 2) en la primera unión, 3) en la segunda unión, 4) en la tercera unión o 5) en la cuarta unión. Por lo tanto, para cada uno de los hijos que tienen las mujeres entrevistadas se cuenta con información sobre la situación conyugal en la que nacieron.

Resultados

Perfil sociodemográfico de las mujeres según historia conyugal y reproductiva

En este apartado se describen las principales características de los dos grupos de mujeres en análisis: las que están en su primera unión no disuelta y las que tienen al menos una disolución conyugal. Primero se analiza una serie de indicadores relacionados con la trayectoria reproductiva y conyugal, luego se describe el riesgo de experimentar el evento tener un hijo posdisolución en función de ciertos atributos de las mujeres con al menos una ruptura.¹⁵

Aproximadamente un tercio de las mujeres de 25 a 67 años con al menos una unión experimentaron la disolución del primer vínculo —y eventualmente la disolución de otras uniones—. Las mujeres que alcanzaron el nivel educativo más bajo son las que experimentan en mayor proporción al menos un episodio de disolución conyugal. Respecto a la trayectoria conyugal, se identifica que las mujeres que entran a la vida conyugal mediante una unión libre presentan una proporción mucho mayor de mujeres que experimentaron al menos un episodio de disolución conyugal que las que entraron a través del matrimonio (63,0% contra 14,5%). En cuanto al calendario conyugal, la edad mediana a la primera unión es más temprana entre las mujeres que tuvieron una separación/divorcio¹⁶ y la edad mediana a la disolución de la primera unión se ubica en los 28 años (tabla 1). Casi la mitad de estas mujeres tuvo al menos una segunda unión (48,6%). No obstante, la mayoría solamente tiene hijos en la primera unión (63,5%). Con relación a la historia reproductiva, en primer lugar se observa que las mujeres que se separaron alguna vez tienen un inicio a la vida familiar más temprano: presentan tanto un comienzo de la maternidad como la formación de la primera unión a edades más jóvenes que las que tienen una sola unión sin ruptura. En segundo lugar, no existen diferencias significativas en el número promedio de hijos que tienen —a pesar de que las mujeres que disolvieron al menos su primera unión presentan una proporción algo más alta que las que no tienen hijos—. Tampoco se observan diferencias significativas en los intervalos temporales entre la primera unión y el primer hijo, y entre el primer y segundo hijo (tabla 1).¹⁷

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 71-94

78

*La disolución
de la primera
unión
y su relación
con la fecun-
didad
de las mujeres
montevide-
ñas*

Mariana
Fernández
Soto

15 En la tabla 1 del anexo se presentan las principales características sociodemográficas de los dos grupos de mujeres y del total de la muestra.

16 Las diferencias en la edad mediana a la primera unión son estadísticamente significativas con un nivel de significación de 0,00.

17 Las diferencias no son estadísticamente significativas, con un nivel de significación de 0,01.

Tabla 1
Caracterización de las trayectorias reproductivas y conyugales de las mujeres según hayan vivido o no episodios de disolución conyugal.¹⁸ Montevideo, 2008

	Una única unión sin disolución	Al menos una disolución
Total	66,9	33,1
Nivel educativo		
Bajo	62,2	37,8
Medio	70,9	29,1
Alto	70,6	29,4
Historia conyugal		
Primera unión con matrimonio	85,5	14,5
Primera unión con cohabitación	37,0	63,0
Mediana de la edad la primera unión	23,0	21,0
Duración primera unión: 0 a 5 años	11,1	48,8
Duración primera unión: 6 a 10 años	15,8	24,5
Duración primera unión: 11 a 15 años	14,9	11,7
Duración primera unión: más de 15 años	58,2	15,1
Cantidad media de uniones		1,6
Desvío estándar de la cantidad media de uniones		(0,7)
Mediana edad a la disolución de la primera unión		28,0
Tercer cuartil de la edad a la disolución de la primera unión		35,0
Proporción con una primera unión disuelta y sin segunda unión		51,4
Proporción con primera unión disuelta y segunda unión		48,6
Proporción personas con dos o más uniones con hijos solo primera unión		63,5
Proporción personas con dos o más uniones con hijos en primera y segunda unión		20,0
Proporción de personas con dos o más uniones con hijos solo en segunda unión		16,6
Historia reproductiva		
Proporción que tuvo hijos	92,4	87,3
Media de la cantidad de hijos	2,2	2,1
Desvío estándar de la media del total de hijos nacidos vivos	(1,4)	(1,6)
Edad mediana al nacimiento del primer hijo	25,0	24,0
Edad media al nacimiento del primer hijo	25,6	25,3
Desvío estándar de la edad media al nacimiento primer hijo	(6,6)	(7,6)
Mediana de la distancia en años entre la primera unión y el primer hijo	2,0	3,0
Mediana de la distancia en años entre el primer hijo y segundo hijo	4,0	5,0

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

N=1040

Porcentajes ponderados.

Desvíos estándar entre paréntesis.

Para el cálculo de los indicadores de calendario y de intervalos se utilizó el método Kaplan Meier.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 71-94

79

*La disolución
de la primera
unión
y su relación
con la fecun-
didad
de las mujeres
montevidea-
nas*

Mariana
Fernández
Soto

18 Salvo que se advierta lo contrario, todos los resultados presentados se refieren a las mujeres de 25 a 67 años con al menos una unión antes de los 45 y a las que la disolvieron antes de los 45 años.

Finalmente, al examinar el riesgo de tener un hijo después de la disolución conyugal se identifican diferencias muy importantes en la intensidad según hayan formado una segunda unión o no. Al final del período reproductivo solo un 8% de las mujeres que no se unieron luego de la disolución de la primera unión tiene un hijo, mientras que el porcentaje acumulado a esa edad alcanza el 71% en las mujeres que sí tuvieron una segunda unión. Entrar en una unión luego de separarse aparece como uno de los factores clave en la probabilidad de tener un hijo en los casos de disolución de la primera unión. Por ejemplo, a los 37 años, el 55% de las mujeres que tuvieron una segunda unión tuvieron un/a hijo/a luego la disolución de la primera unión, mientras que a esa misma edad, sin una segunda unión, solamente un 6% tuvo un/a hijo/a (gráfico 1.a). La conformación de una nueva unión posruptura parecería ser uno de los aspectos decisivos para tener (más) hijos. Si a esta información se la relaciona con la edad promedio a la disolución de la primera unión, que alcanza 38,8 años, es posible establecer la hipótesis de que la mayoría de las mujeres que tienen un hijo después de la disolución de la primera unión sean aquellas que se unen y se separan a edades relativamente tempranas.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 71-94

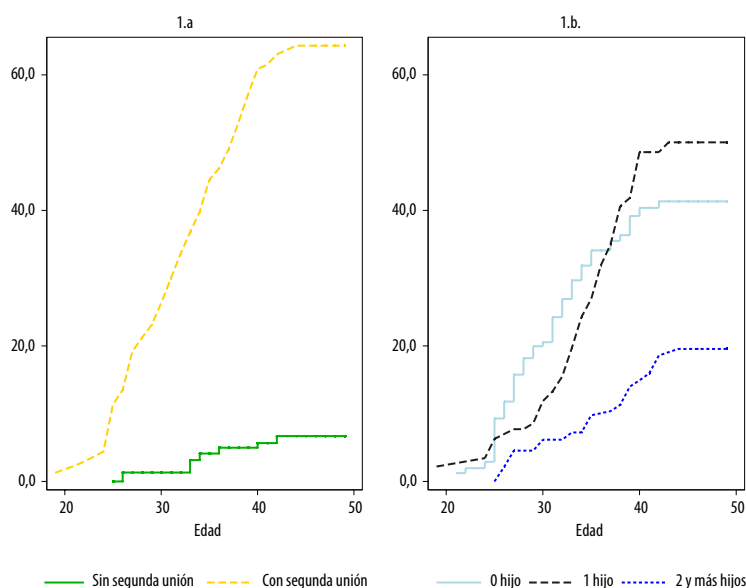
80

La disolución
de la primera
unión
y su relación
con la fecun-
didad
de las mujeres
montevidea-
nas

Mariana
Fernández
Soto

Gráficos 1.a y 1.b

Proporción acumulada de las mujeres que tuvieron hijos después de la disolución de la primera unión según si tuvieron una segunda unión y según cantidad de hijos en la primera unión. Montevideo, 2008¹⁹



Cálculos ponderados. N=322

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

Otro de los factores que incide en el riesgo de tener un hijo luego de la separación/divorcio de la primera unión es haber tenido hijos en la primera unión (gráfico 1.b). Si en la primera unión no hubo hijos, el porcentaje acumulado de las mujeres que tuvieron al menos un hijo luego de la disolución del primer vínculo conyugal prácticamente se triplica —entre los 25 y 35 años— en comparación con las que tuvieron un solo hijo en la

19 Estimaciones realizadas mediante el método Kaplan Meier. Las diferencias entre las curvas son estadísticamente significativas con un nivel de significación de 0,01, evaluadas con el *log-rank test*.

primera unión. A partir de esa edad la brecha entre los porcentajes acumulados comienza a reducirse progresivamente. También hay diferencias en los porcentajes acumulados entre las mujeres que tuvieron solo un hijo y quienes tuvieron dos y más hijos. La diferencia entre los porcentajes acumulados en todas las edades se triplica. Esto podría estar reflejando el denominado *efecto estatus de ser progenitor* cuando se observa diferencias entre las que tuvieron cero y un hijo y *efecto hermanos* entre las que tuvieron un hijo y la que tuvieron dos o más hijos (gráfico 1.b) (Beaujouan y Solaz, 2008; Thomson *et al.*, 2002; Buber y Fürnkranz-Prskawetz, 2000).

La relación entre la disolución de la primera unión
y el número de hijos que tienen las mujeres

En esta sección se analiza la relación de la disolución de la primera unión con la fecundidad acumulada por las mujeres. Para ello se considerarán todas las mujeres con al menos una unión y unidas por primera vez antes de los 45 años.²⁰ Primero se presentan resultados descriptivos sobre la fecundidad alcanzada de acuerdo a la trayectoria conyugal. Luego se muestran los resultados de los modelos de regresión de Poisson generalizado, para detectar si la disolución de la primera unión afecta la fecundidad acumulada controlando por las variables independientes.²¹

Con relación al número promedio de hijos tenidos según historia conyugal, se observa que no hay diferencias estadísticamente significativas entre los promedios totales entre los dos grupos de mujeres.²² Sin embargo, el promedio de la cantidad de hijos en la primera unión es significativamente menor entre las mujeres que disolvieron dicho vínculo respecto a quienes no se separaron. El promedio total es compensado por los hijos tenidos en una segunda unión o por fuera de una unión conyugal (tabla 2).²³

Tabla 2
Número promedio de hijos tenidos según situación conyugal y número de unión. Montevideo, 2008

	Hijos en primera unión		Hijos en segunda unión o más		Hijos fuera unión		Total	
	Media	Desvío estándar	Media	Desvío estándar	Media	Desvío estándar	Media	Desvío estándar
Primera unión no disuelta	2,03	1,33	--	--	0,13	0,55	2,16	1,35
Al menos una disolución	1,15	1,34	0,42	0,80	0,51	1,05	2,08	1,61
Total	1,74	1,40	0,14	0,50	0,25	0,77	2,13	1,44

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.
N=1016

20 El 83,8% de las mujeres de la muestra se unieron por primera vez antes de los 45 años.
21 En este apartado se toma como referencia los trabajos de Meggiolaro y Ongaro (2010), Beaujouan y Solaz (2008) y de Beaujouan y Wiles (2011).
22 Las diferencias no son estadísticamente significativas entre los promedios del número de hijos tenidos según historia conyugal, con un nivel de significación de 0,01.
23 La diferencia entre la cantidad de hijos en la primera unión según historia conyugal es estadísticamente significativa, con un nivel de significación de 0,01.

Tabla 3
Coeficientes estimados de modelos de regresión de Poisson generalizado sobre el número de hijos acumulados.
Montevideo, 2008

Variables independientes	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Edad al momento de la encuesta	-0,0409*** (0,00224)	-0,0438*** (0,00251)	-0,0449*** (0,00248)	-0,0430*** (0,00235)	-0,0456*** (0,00380)
Al menos una disolución (Ref.: única unión)	-0,0770 (0,0462)	-0,0432 (0,0479)	-0,0425 (0,0479)	-0,0627 (0,0580)	-0,0416 (0,0635)
Edad a la primera unión		0,0258*** (0,00598)	0,0360*** (0,00636)	0,0799*** (0,00790)	0,0823*** (0,00885)
Nivel educativo medio (Ref.: nivel edu. bajo)			-0,228*** (0,0484)	-0,104* (0,0450)	-0,102* (0,0455)
Nivel educativo alto (Ref.: nivel edu. bajo)			-0,266*** (0,0478)	-0,00155 (0,0410)	-0,00451 (0,0414)
Tipo de primera unión: unión libre (Ref.: matrimonio)				0,0981 (0,0523)	0,103 (0,0539)
Edad al primer hijo				-0,0732*** (0,00669)	-0,0726*** (0,00660)
Años fértiles en unión: 10 a 19 años (Ref.: <10)					-0,0579 (0,0607)
Años fértiles en unión: más de 20 años (Ref.: <10)					0,0454 (0,0810)
Constante	-0,304** (0,102)	-0,745*** (0,141)	-0,792*** (0,142)	-0,233 (0,123)	-0,197 (0,127)
Ln (tiempo de exposición= edad- edad primera unión)	1	1	1	1	1
Delta	-0,0177	-0,0428**	-0,0591***	-0,117***	-0,128***
LL	-436753,0	-432871,3	-428253,7	-403917,7	-403376,2
AIC	873514,0	865752,6	856521,3	807853,3	806774,5
BIC	873532,9	865776,3	856554,5	807896,0	806826,6
N	844	844	844	844	844

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

Errores estándar entre paréntesis.

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 71-94

82

La disolución
de la primera
unión
y su relación
con la fecun-
didad
de las mujeres
montevidea-
nas

Mariana
Fernández
Soto

La tabla 3 muestra que las mujeres que han experimentado al menos una disolución conyugal tienen la misma probabilidad en el número de hijos que podrían acumular que aquellas que no han disuelto su primera unión.²⁴ Esto se observa en los cinco modelos estimados: en ninguno la variable *haber tenido al menos una disolución* —si bien muestra un efecto negativo— es estadísticamente significativa. Al mismo tiempo, también se puede observar que el tiempo fértil dentro de una unión conyugal tampoco tiene un efecto significativo en la cantidad de hijos que acumulan las mujeres. Por ende, es posible plantear que el número de hijos que las mujeres tienen no estaría afectado por el tiempo dentro de una unión conyugal, sino que depende de variables tales como el nivel educativo alcanzado y el momento en que se inician la vida conyugal y la reproductiva (tabla 1 del anexo). Cuando se estima el número de hijos promedio según se haya vivido un episodio de disolución conyugal a través del modelo 5, se corrobora lo que se mostraba en el análisis descriptivo: no hay diferencias significativas en la cantidad promedio de hijos que las mujeres acumulan (tablas 2 y 4). La disolución de la primera unión no implica que haya una «pérdida» de la fecundidad que acumulan las mujeres.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

PP. 71-94

83

La disolución
de la primera
unión
y su relación
con la fecun-
didad
de las mujeres
montevide-
anas

Mariana
Fernández
Soto

Tabla 4
Número promedio de hijos estimados a través del modelo de regresión de Poisson generalizado según si tuvo al menos una disolución. Montevideo, 2008

	Cantidad promedio de hijos	Error estándar	z	P>z	[95% intervalo de confianza]	
Una única unión	2,38	0,06	38,96	0,00000	2,260	2,499
Al menos una disolución	2,28	0,11	20,53	0,00000	2,065	2,500

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

Factores asociados con la probabilidad tener un hijo después de la disolución conyugal

En este apartado se analizan los principales factores asociados con la probabilidad de tener un hijo posdisolución de la primera unión, considerando únicamente a las mujeres que al menos una vez experimentaron este evento. El análisis multivariado corrobora parte de lo que muestran los resultados descriptivos (tablas 1 y 2): los factores que tienen mayor efecto sobre la probabilidad de tener un hijo después de la disolución de la primera unión son: la edad, formar una segunda unión, la edad a la que se produce la disolución de la primera unión y haber tenido (o no) hijos en la primera unión (tabla 5).²⁵

- 24 La tabla 3 muestra los cinco modelos de regresión de Poisson generalizado estimados. Los modelos 1 a 3 muestran los resultados considerando solamente las variables independientes de control (edad al momento de la encuesta, nivel educativo alcanzado y edad a la primera unión), en tanto los modelos 4 a 6 incorporan variables relacionadas con la historia conyugal y reproductiva (años fértiles en una unión, tipo de unión de la primera unión y edad al primer hijo). En todos los modelos estimados se incluyó la variable clave del análisis: haber experimentado al menos una disolución conyugal. La incorporación de esta variable busca comprobar si la disolución de la primera unión afecta el número de hijos que tienen las mujeres.
- 25 La edad al momento de la encuesta es incluida como una variable de control de los modelos. No obstante, su significatividad estadística —y su dirección contraria a la edad al cuadrado— indica que hay una reducción en el riesgo de tener un hijo luego de disolver la primera unión cuando esta aumenta. Esto resulta algo evidente cuando se considera la limitante biológica para tener hijos en las mujeres.

Por un lado, se observa que a medida que aumenta la edad a la disolución se reduce la probabilidad de tener un hijo posruptura, aun controlando por la edad de la mujer al momento de la encuesta. Hay una importante influencia del calendario conyugal en el riesgo de tener un hijo después de romper con la primera unión, dado que para disolver una unión a edad joven y tener chances de tener un hijo luego de este evento es necesario formar la primera unión también a edades jóvenes. Por otra parte, y tal como se observó anteriormente, la conformación de una segunda unión es una variable clave en la probabilidad de tener un hijo después de disuelta la primera unión. Las chances de tener un hijo se triplican si se produce una segunda unión respecto a si no se produce. Estas dos covariables son significativas en todos los modelos en los que se las incluyó (modelos 2, 5 y 6). Finalmente, haber tenido hijos en la primera unión tiene un efecto negativo y significativo sobre la probabilidad de tener hijos después del divorcio/separación (modelo 3). Esto, si no se controla por las variables relacionadas con la historia conyugal. Cuando se considera el número de hijos de la primera unión se identifica un efecto positivo cuando no hay hijos o cuando hay uno solo respecto a los que tienen dos o más hijos de la primera unión (modelo 4). En los modelos 5 y 6, en los que sí se incluyen las variables relacionadas con la historia conyugal, la presencia de hijos de la primera unión y la cantidad de hijos pierden significación y efecto en la probabilidad de tener un hijo posdisolución.²⁶

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 71-94

84

La disolución
de la primera
unión
y su relación
con la fecun-
didad
de las mujeres
montevide-
anas

Mariana
Fernández
Soto

Tabla 5

Coefficientes exponenciados de modelos de regresión logística de tiempo discreto de la probabilidad de tener al menos un hijo después de la disolución conyugal. Montevideo, 2008

Variables independientes		Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
Variables de control	Edad al momento de la encuesta	0,756** (0,0759)	0,835 (0,0834)	0,774* (0,0809)	0,767* (0,0815)	0,834 (0,0835)	0,828 (0,0838)
	Edad ²	1,002* (0,00116)	1,002 (0,00113)	1,002 (0,00119)	1,002* (0,00121)	1,002 (0,00113)	1,002 (0,00114)
	Nivel educativo medio (ref.: nivel educativo bajo)	0,974 (0,208)	1,021 (0,218)	1,101 (0,242)	1,051 (0,237)	1,056 (0,234)	1,036 (0,235)
	Nivel educativo alto (ref.: nivel educativo bajo)	0,812 (0,211)	0,847 (0,207)	0,845 (0,210)	0,783 (0,206)	0,812 (0,199)	0,786 (0,197)
	Edad a la primera unión		1,092* (0,0401)			1,077 (0,0409)	1,079 (0,0446)
	Tipo de primera unión: unión libre (ref.: matrimonio)		1,280 (0,389)			1,276 (0,392)	1,307 (0,405)
	Edad a la disolución de la primera unión		0,914*** (0,0237)			0,918*** (0,0258)	0,913*** (0,0283)
	Hubo segunda unión (ref.: no hubo segunda unión)		4,230*** (1,640)			4,125*** (1,593)	4,221*** (1,616)
Variables relacionadas con la historia conyugal							

26 No existe una correlación alta entre las variables de la historia conyugal y la presencia y cantidad de hijos de la primera unión. Véase en la tabla 3 del anexo la matriz de correlaciones de las variables utilizadas en los modelos.

Tabla 5 (continuación)

Variables independientes		Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
Variables relacionadas con la historia reproductiva	Edad al primer hijo			1,011 (0,0238)	1,010 (0,0254)	1,022 (0,0233)	1,032 (0,0249)
	Hijos en la primera unión (ref.: no)			0,544** (0,117)		0,974 (0,212)	
	Cantidad de hijos en la primera unión : o hijo (ref.: 2 o más hijos)				2,551** (0,798)		0,869 (0,288)
	Cantidad de hijos en la primera unión: 1 hijo (ref.: 2 o más hijos)				2,084* (0,602)		1,012 (0,300)
	Constante	113,3* (239,8)	3,049 (6,382)	57,80 (125,5)	25,53 (57,52)	2,402 (5,043)	2,636 (5,701)
	LL	-112640,6	-106410,3	-111392,5	-110923,0	-106305,1	-106262,3
	AIC	225291,1	212838,6	222799,0	221862,1	212632,2	212548,7
	BIC	225318,4	212887,8	222837,3	221905,8	212692,3	212614,2
	Pseudo R ²	0,0605	0,112	0,0709	0,0748	0,113	0,114
	N	1744	1744	1744	1744	1744	1744

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

Errores estándar entre paréntesis. Base en años persona. Casos: 228.

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

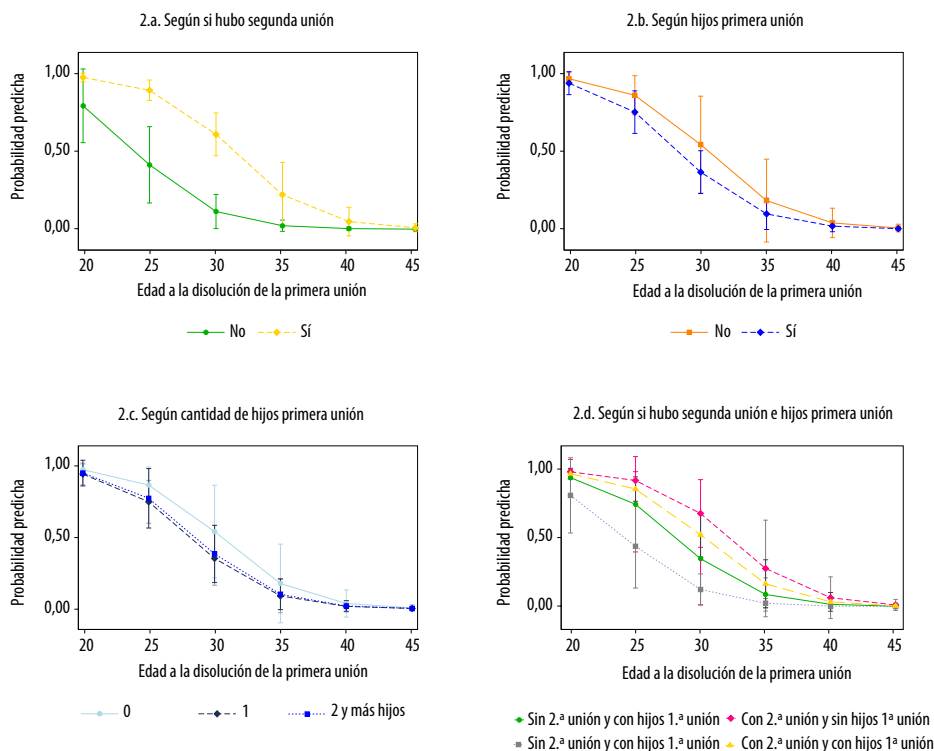
pp. 71-94

85

*La disolución
de la primera
unión
y su relación
con la fecun-
didad
de las mujeres
montevidea-
nas*

Mariana
Fernández
Soto

Gráficos 2.a, 2.b, 2.c. y 2.d
Probabilidad predicha de tener un hijo posdisolución de la primera unión. Montevideo, 2008



RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 71-94

86

La disolución
de la primera
unión
y su relación
con la fecun-
didad
de las mujeres
montevidea-
nas

Mariana
Fernández
Soto

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

Los gráficos 2.a, 2.b, 2.c y 2.d permiten analizar la probabilidad de tener un hijo según tres de las variables más importantes según los resultados de los modelos: edad a la disolución, formación de una segunda unión y número de hijos de la primera unión. La probabilidad también aumenta a las mismas edades de disolución si se produce una segunda unión, alcanzando 0,90 cuando la separación se produce a los 25 años y 0,22 a los 35 años (gráfico 2.a). Si no se produce una segunda unión también se reducen drásticamente las chances de tener un hijo después de la disolución de la primera unión. A partir de los treinta años de edad la probabilidad se reduce a niveles muy bajos, por debajo de 0,1 (gráfico 2.a). Respecto a la variación de la probabilidad de tener hijos posdisolución según la presencia o no de hijos de la primera unión no se observan diferencias estadísticamente significativas en todas las edades a la disolución (gráfico 2.b). Lo mismo sucede cuando se estima la probabilidad predicha según el número de hijos de la primera unión (gráfico 2.c). Otros estudios también llegan a resultados similares respecto a la poca incidencia que tienen los hijos previos en la fecundidad después de disolver la primera unión (Beaujouan y Wiles, 2011; Vikat, Thomson y Hoem, 1999). Finalmente, cuando se grafica la probabilidad según las dos variables (tener hijos en la primera unión y haber conformado una segunda unión) se identifican diferencias significativas solamente entre aquellas mujeres que no conforman una segunda unión y no tienen hijos de la primera unión con las que sí tienen una segunda unión e hijos (gráfico 2.d). En suma, la edad a la disolución de la

primera unión y la formación de una segunda unión se constituyen como los determinantes del riesgo de tener hijos después de la ruptura.

Discusión

La disolución de la primera unión no implica necesariamente el fin de la vida reproductiva de las mujeres, sino que depende de ciertos factores pre y posruptura del vínculo. La investigación comprueba que no hay una relación negativa entre la disolución de la primera unión y el número de hijos que acumulan las mujeres. Muestra que las medias del número de hijos acumulados entre las mujeres con y sin disolución de la primera unión son similares y que el efecto de la disolución de la primera unión se atenúa con los hijos provenientes de segundas o más uniones o fuera de la unión. En otros términos, se compensa la fecundidad «perdida» por efecto de la disolución de la primera unión y se diluye su efecto en la fecundidad acumulada. Si bien se comprueba que el promedio de hijos de la primera unión es menor en las mujeres que disuelven la primera unión, se demuestra también que existe un efecto compensatorio con los hijos que tienen en las segundas o posteriores uniones e incluso con hijos fuera de una unión.

El comportamiento reproductivo posdisolución está determinado principalmente por dos factores: la edad a la que se produce la disolución y la conformación de una segunda unión. En términos generales, los resultados coinciden con las microsimulaciones realizadas para Francia, que establecen que las poblaciones con disoluciones tempranas y con fuerte presencia de segundas uniones producen más nacimientos en familias ensambladas que las poblaciones en las que estos procesos ocurren a edades más tardías (Thomson *et al.*, 2012). La variable explicativa que tiene mayor peso como determinante en la probabilidad de tener al menos un hijo después de romper la primera unión es la conformación de una segunda unión. Esto también se ha demostrado consistentemente en varios estudios en países europeos (De Graaf y Kalmijn, 2003; Jefferies *et al.*, 2000; Meggiolaro y Ongaro, 2010; Sweeney, 1997; Wu y Schimmele, 2005).

La edad a la disolución de la primera unión como determinante también ha sido comprobado en diversos estudios (Spijker, Simó y Solsona, 2012; Buber y Fürnkranz-Prskawetz, 2000; Jansen, Wijckmans y Van Bavel, 2009; Meggiolaro y Ongaro, 2010; Beaujouan y Wiles, 2011; Thomson *et al.*, 2012). En una de las investigaciones, que compara diez países europeos, se comprueba que la probabilidad de tener un hijo después de la disolución de la primera unión es mayor si este evento se produce antes de los 25 años de edad (Spijker, Simó y Solsona, 2012). Otro estudio, en Austria, muestra que la edad a la que se inicia la segunda unión —dependiente de la edad a la disolución— es un factor significativo para la fecundidad posdisolución y decrece la probabilidad de que suceda a medida que avanza la edad de formación (Buber y Fürnkranz-Prskawetz, 2000). El estudio de Meggiolaro y Ongaro (2010) sobre las mujeres italianas muestra también una asociación negativa entre la edad a la disolución y el riesgo de tener un hijo posdisolución.

Respecto al efecto de los hijos de la primera unión en la probabilidad de tener hijos después de la ruptura conyugal se comprueba que su efecto es de menor magnitud y es dependiente de la conformación (o no) de una segunda unión. El trabajo comprueba que, cuando no se controla si hubo una segunda unión, la presencia de hijos de la primera unión sí tiene un efecto significativo en la probabilidad de tener hijos posdisolución de la primera unión. No obstante, este efecto es positivo solo cuando no hay hijos o un solo

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 71-94

87

*La disolución
de la primera
unión
y su relación
con la fecun-
didad
de las mujeres
montevidea-
nas*

Mariana
Fernández
Soto

hijo de la unión anterior en comparación con aquellas mujeres que tienen dos o más hijos de dicha unión. Además, se comprueba que el efecto disminuye cuando se pasa de cero a un hijo en la primera unión. El efecto de este atributo varía según el número de hijos: cuando no hay hijos es mayor y positivo. Este impacto se puede relacionar con el denominado efecto *estatus de ser progenitor* —es decir, el deseo de las personas en convertirse en madres, en este caso concreto— (Thomson *et al.*, 2002). Por otro lado, este estudio también muestra un efecto positivo cuando hay solo un hijo de la unión anterior. Esto puede relacionarse con el denominado *efecto hermanos*, que también podría estar operando en la decisión de tener hijos después de romper la primera unión, dado que la probabilidad de tener hijos posdisolución es más alta entre los que tienen un solo hijo respecto a quiénes tienen dos o más (Thomson, 2004). Quizás este efecto también pueda ser llamado *no hijo único* más que *efecto hermanos*. Al igual que este trabajo, los antecedentes tampoco son concluyentes respecto al impacto de esta variable en la fecundidad posdisolución (Mortelmans y Pasteels, 2015; Guzzo, 2014; Holland y Thomson, 2011). Algunos estudios han mostrado que las parejas que ya tienen hijos de uniones anteriores son más propensas a tener un hijo en una nueva unión, a menudo considerado como un *efecto de compromiso de la unión* (Buber y Fürnkranz-Prskawetz, 2000; Fürnkranz-Prskawetz *et al.*, 2003; Vikat, Thomson y Hoem, 1999). Sin embargo, otros han mostrado que tener hijos de la primera unión disminuye la probabilidad de tener hijos después de la disolución conyugal (Guzzo, 2014; Holland y Thomson, 2011). Además de la ambivalencia del efecto de esta variable, se suma que esta depende simultáneamente de las características de los hijos, principalmente de la edad de los hijos y si corresiden o no en el hogar (Beaujouan y Wiles, 2011; De Graaf y Kalmijn, 2003; Meggiolaro y Ongaro, 2010; Mortelmans y Pasteels, 2015; Wu y Schimmele, 2005).

Los resultados de este trabajo sugieren que no hay un efecto depresor ni promotor de las disoluciones en la fecundidad en Uruguay. En consecuencia, puede concluirse que las disoluciones no tuvieron un papel relevante en caída del nivel de fecundidad de las últimas décadas.

Los resultados muestran que el cambio familiar se acompaña de una creciente diversificación de las trayectorias conyugales y reproductivas, que sustituyen la antigua primacía de las primeras uniones como contextos de realización de la fecundidad y la crianza de los hijos. Además, permiten detectar que las mujeres que compensan la fecundidad «perdida» por las rupturas son las que tienen un calendario de formación familiar temprano, se separan también a edades tempranas y conforman una segunda unión. En la medida en que los calendarios nupciales y reproductivos tempranos se asocian en Uruguay a niveles educativos bajos y los tardíos con mayor capital educativo (Varela, Fostik y Fernández Soto, 2012; Nathan, 2015) la probabilidad de tener hijos en segundas uniones es diferencial según la pertenencia social de las mujeres.

Por último, cabe destacar las limitaciones del estudio. La más importante es la falta de casos suficientes para poder realizar análisis por cohortes y estrato social, debido al tamaño de la muestra de la encuesta utilizada. Por otra parte, no se cuenta con información sobre la historia conyugal y reproductiva de los varones ni sobre la de las parejas de las mujeres. Finalmente, tampoco se cuenta con información sobre las intenciones reproductivas y conyugales para poder interpretar mejor las decisiones y los resultados reproductivos en los distintos contextos conyugales.

Referencias bibliográficas

- ALLISON, P. D. (1982), «Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories», en *Source: Sociological Methodology*, vol. 13, pp. 61-98.
- (1984), *Event history analysis. Regression for longitudinal event data*, California: SAGE.
- BEAUJOUAN, É. y WILES, E. (2011), «Second-Union Fertility in France: Partners' Age and Other Factors», en *Population English Edition*, vol. 66, n.º 2, pp. 239-273, en: <<http://www.jstor.org/stable/41488601>>, acceso: 15/12/2017.
- y SOLAZ, A. (2008), *Childbearing after separation: Do second unions make up for earlier missing births? Evidence from France*, París: Institut National Etudes Démographiques.
- BONGAARTS, J. (1987), «The Proximate Determinants of Exceptionally Fertility», en *Population and Development Review*, vol. 13, n.º 1, pp. 133-139, en: <http://www.jstor.org/stable/1972125?seq=1#page_scan_tab_contents>, acceso: 15/12/2017.
- (2015), «Modeling the fertility impact of the proximate determinants: Time for a tune-up», en *Demographic Research*, vol. 33 (19), pp. 535-560, doi: 10.4054/DemRes.2015.33.19.
- BUBER, I. y FÜRNRANTZ-PRSKAWETZ, A. (2000), «Fertility in second unions in Austria: Findings from the Austrian FFS», en *Demographic Research*, vol. 3, doi: 10.4054/DemRes.2000.3.2.
- CABELLA, W. (1998), «La evolución del divorcio en Uruguay (1950-1995)», en *Notas de Población*, vol. 26, pp. 67-68, en: <http://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/12681/NP67-68-08_es.pdf?sequence=1>, acceso: 15/12/2017.
- (2008), «Dos décadas de transformaciones de la nupcialidad uruguaya. La convergencia hacia la segunda transición demográfica», en *Estudios Demográficos y Urbanos*, 24 (2), pp. 389-427, en: <<http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=312215340005>>, acceso: 15/12/2017.
- (2014), «La recomposición de pareja en el Uruguay: un estudio a partir de dos encuestas retrospectivas de la década de 2000», en *Revista Latinoamericana de Población*, n.º 14 (8), pp. 5-30, en: <<http://www.revistarelap.org/ojs/index.php/relap/article/view/16/o>>, acceso: 15/12/2017.
- DAVIS, K. y BLAKE, J. (1956), «Social Structure and Fertility: An Analytical Framework», en *Economic Development and Cultural Change*, vol. 4, n.º 3, pp. 211-235, en: <https://www.jstor.org/stable/1151774?seq=1#page_scan_tab_contents>, acceso: 15/12/2017.
- DE GRAAF, P. M. y KALMIJN, M. (2003), «Alternative Routes in the Remarriage Market-Competing-Risk Analyses of Union Formation After Divorce», en *Social Forces*, 81 (4), pp. 1459-1498.
- DI NALLO, A. (2016), «Fertility in new couples, the influence of previous children», en *Population Association of America Annual Meeting*.
- FERNÁNDEZ SOTO, M. (2010), «Estudio sobre las trayectorias conyugales de las mujeres del Gran Montevideo», en *Revista Latinoamericana de Población*, n.º 7 (4), pp. 79-100, en: <<http://revistarelap.org/ojs/index.php/relap/article/view/63/63>>, acceso: 15/12/2017.
- FILGUEIRA, C. (1996), *Sobre revoluciones ocultas: la familia en Uruguay*, Montevideo: Cepal, en: <<https://www.cepal.org/publicaciones/xml/6/10566/lc-r141%20.pdf>>, acceso: 15/12/2017.
- FÜRNRANTZ-PRSKAWETZ, A.; VIKAT, A.; PHILIPPOV, D. y ENGELHARDT, H. (2003), «Pathways to stepfamily formation in Europe: Results from the FFS», en *Demographic Research*, vol. 8 (5), pp. 107-149, doi: 10.4054/DemRes.2003.8.5.
- GUZZO, K. B. (2014), «New Partners, More Kids: Multiple-Partner Fertility in the United States», en *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, vol. 654 (1), pp. 66-86.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

PP. 71-94

89

*La disolución
de la primera
unión
y su relación
con la fecun-
didad
de las mujeres
montevidea-
nas*

Mariana
Fernández
Soto

- HARRIS, T. y YANG, Z. (2012), «Modeling underdispersed count data with generalized Poisson regression», en *The Stata Journal*, vol. 12 (4), pp. 736-747, en: <<http://www.stata-journal.com/sjpdf.html?articlenum=sto279>>, acceso: 18/12/2017.
- HOLLAND, J. y THOMSON, E. (2011), «Stepfamily childbearing in Sweden: Quantum and tempo effects, 1950-99», en *Source: Population Studies*, vol. 65, n.º 1, pp. 115-128.
- JANSEN, M.; WIJCKMANS, B. y VAN BAVEL, J. (2009), *Divorce and the cumulated fertility of men and women across Europe*. Interface Demography Working Paper, n.º 40, en: <<http://www.vub.ac.be/demography/wp-content/uploads/2016/02/IDWP2009-1.pdf>>, acceso: 15/12/2017.
- JEFFERIES, J.; BERRINGTON, A. y DIAMOND, I. (2000), «Childbearing following Marital Dissolution in Britain», en *European Journal of Population*, vol. 16 (3), pp. 193-210.
- LEONE, T. (2002), *Fertility and union dynamics in Brazil*, Southampton: University of Southampton.
- y HINDE, A. (2007), «Fertility and union dissolution in Brazil: An example of multi-process modelling using the demographic and health survey calendar data», en *Demographic Research*, vol. 17, pp. 157-180, doi: 10.4054/DemRes.2007.17.7.
- LONG, J. S. y FREESE, J. (2006), *Regression models for categorical dependent variables using Stata*, Stata Press books, en: <<http://ideas.repec.org/b/tsj/spbook/long2.html>>, acceso: 18/12/2017.
- MEGGIOLARO, S. y ONGARO, F. (2010), «The implications of marital instability for a woman's fertility: Empirical evidence from Italy», en *Demographic Research*, vol. 23, pp. 936-996, doi: 10.4054/DemRes.2010.23.34.
- MORTELMANS, D. y PASTEELS, I. (2015), «Dyadic analysis of repartnering after divorce: do children matter?», Zartler, U.; Heintz-Martin, V. y Arránz Becker, O. (eds.), *Family dynamics after separation. A life course perspective on post-divorce families*, Berlín: Barbara Budrich Verlag.
- NATHAN, M. (2015), «La creciente heterogeneidad en la edad al primer hijo en el Uruguay: un análisis de las cohortes de 1951 a 1990», en *Notas de Población*, n.º 100, pp. 35-60, en: <<http://repositorio.cepal.org/handle/11362/38522>>, acceso: 15/12/2017.
- PARDO, I. y CABELLA, W. (2016), «Diverging patterns of fertility decline in Uruguay», en *Demographic Research*, vol. 34 (20), pp. 563-586, doi: 10.4054/DemRes.2016.34.20.
- Paredes, M. (2003), «Los cambios en la familia en Uruguay: ¿hacia una segunda transición demográfica?», en Unicef (ed.), *Nuevas formas de familia. Perspectivas nacionales e internacionales*. Montevideo: Unicef-Universidad de la República, en: <<http://brd.unid.edu.mx/nuevas-formas-de-familia-perspectivas-nacionales-e-internacionales/>>, acceso: 15/12/2017.
- PERSSON, L. y TOLLEBRANT, J. (2013), «Having children in new relationships», en *Demographic Reports*, vol. 1.
- SPIJKER, J.; SIMÓ, C. y SOLSONA, M. (2012), «Post first-union repartnering and parenthood patterns in late 20 th century Europe», en *Papers de Demografia*, vol. 376, pp. 1-42, en: <<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.713.8899&rep=rep1&type=pdf>>, acceso: 15/12/2017.
- SWEENEY, M. M. (1997), «Remarriage of Women and Men After Divorce: The Role of Socioeconomic Prospects», en *Journal of Family Issues*, vol. 18 (5), pp. 479-502.
- THOMSON, E. (2004), «Step-families and childbearing desires in Europe», en *Demographic Research*, vol. 10 (3), 117-134, doi: 10.4054/DemRes.2004.S3.5.
- HOEM, J. M.; VIKAT, A.; FÜRKNRANTZ-PRSKAWETZ, A.; BUBER, I.; TOULEMON, L.; HENS, U.; GODECKER, A. y KANTOROVÁ, V. (2002), «Childbearing in stepfamilies: how parity matter», en KLIJZING MARTINE, E. C. (ed.), *Dynamics of fertility and partnership in Europe: Insights and lessons from comparative research*. Nueva York-Ginebra: ONU.

- THOMSON, E.; WINKLER-DWORAK, M.; SPIELAUER, M. y FÜRNKRANTZ-PRSKAWETZ, A. (2012), «Union Instability as an Engine of Fertility? A Microsimulation Model for France», en *Demography*, vol. 49 (1), pp. 175-195, en: <<https://link.springer.com/article/10.1007/s13524-011-0085-5>>, acceso: 15/12/2017.
- TOULEMON, L. y KNUDSEN, L. B. (2006), «Stepfamilies in Denmark and France . Does the number of previous children from both partners and whether the previous children live with the couple influence fertility?», presentado a la *Annual Meeting* de la *Population Association of America*, Los Angeles, 30 de marzo al 1.º de abril.
- VARELA, C.; FOSTIK, A. y FERNÁNDEZ Soto, M. (2012), *Maternidad en la juventud y desigualdad social*, Cuadernos del UNFPA, n.º 6, en: <http://www.unfpa.org.uy/userfiles/publications/74_file1.pdf>, acceso: 15/12/2017.
- VARELA, C.; PARDO, I.; LARA, C.; NATHAN, M. y TENENBAUM, M. (2014), *La fecundidad en el Uruguay (1996-2011): desigualdad social y diferencias en el comportamiento reproductivo*. Atlas Sociodemográfico del Uruguay, 3, Montevideo: UNFPA-INE-Universidad de la República-MIDES-OPP, en: <https://www.opp.gub.uy/images/F3_Atlas_Sociodemografico_y_de_la_desigualdad_del_Uruguay_-_Fecundidad.pdf>, acceso: 15/12/2017.
- VIKAT, A.; THOMSON, E. y HOEM, J. M. (1999), «Stepfamily fertility in contemporary Sweden: The impact of childbearing before the current union», en *Population Studies*, vol. 53 (2), pp. 211-225.
- WINKELMANN, R. y ZIMMERMANN, K. F. (1994), «Count data models for demographic data», en *Mathematical Population Studies*, vol. 4 (3), pp. 205-221.
- WU, Z. y SCHIMMELE, C. M. (2005), «Repartnering after first union disruption», en *Journal of Marriage and Family*, n.º 67 (1), pp. 27-36.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 71-94

91

*La disolución
de la primera
unión
y su relación
con la fecun-
didad
de las mujeres
montevidea-
nas*

Mariana
Fernández
Soto

Tabla 1

Caracterización sociodemográfica de las mujeres según historia conyugal. Mujeres de 25 a 67 años. Montevideo, 2008 (%)*

	Nunca unidos	Una única unión	Separadas/ divorciadas	En segunda unión o más
Historia conyugal	10,9	58,6	18,3	12,2
Grupo de edad				
25 a 34 años	20,6	55,2	13,0	11,2
35 a 44 años	8,4	62,3	15,4	14,0
45 a 54 años	--	60,6	22,0	12,7
54 a 67 años	--	55,0	26,8	10,1
Nivel educativo alcanzado				
Bajo	9,2	55,2	21,6	14,1
Medio	8,1	64,2	15,5	12,3
Alto	16,3	58,7	16,0	9,0
Proporción que tuvo hijos	39,2	92,5	85,6	92,5
Paridez media acumulada				
0	60,8	7,5	11,7	14,6
1	17,6	22,0	21,8	21,5
2	--	38,5	31,5	33,5
3 y más hijos	--	32,0	35,1	30,5
Edad mediana al primer hijo/a**	35	25	25	23
Edad mediana a la primera unión ***		23	22	20

N=1229

*Porcentajes ponderados

** Las estimaciones de la edad mediana a la primera unión y al primer hijo/a se elaboraron a través del método Kaplan Meier

*** En el caso de las mujeres que no tuvieron hijos al momento de la encuesta se las consideró como casos truncados solamente a las que tenían entre 25 y 49 años en dicho momento.

-- Cantidad de casos no representativos, por lo que no se presenta la información.

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

Tabla 2
Descripción de las variables principales de la ESF. Montevideo, 2008 (en cantidad y porcentaje)*

	N	%
Trayectoria conyugal		
Una única unión	708	66,9
Separados/divorciados o en 2 o más uniones	332	33,1
Total	1.040	100,0
Hijos y uniones		
Sin hijos	83	9,1
Hijos en una sola unión	752	70,7
Hijos en más de una unión	120	12,3
Hijos solamente fuera de la unión	85	7,8
Total	1.040	100,0
Grupos de edad		
25 a 34 años	213	27,4
34 a 44 años	307	28,0
45 a 54 años	359	30,3
55 a 67 años	161	14,4
Total	1.040	100,0
Nivel educativo alcanzado		
Bajo (hasta ciclo básico completo)	414	43,4
Medio (bachillerato completo e incompleto)	310	28,9
Alto (estudios terciarios)	302	26,5
Sin dato	14	1,2
Total	1.040	100,0

* Porcentajes ponderados

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 71-94

93

*La disolución
de la primera
unión
y su relación
con la fecun-
didad
de las mujeres
montevidea-
nas*

Mariana
Fernández
Soto

Tabla 3

Matriz de correlaciones de las variables utilizadas en los modelos de regresión logística de tiempo discreto. Montevideo, 2008

	Hijos después disolución primera unión	Edad al momento encuesta	Nivel educativo	Edad a la primera unión	Tipo de unión de la primera unión	Edad a la disolución de la primera unión	Tener una segunda unión	Edad al primer hijo	Número de hijos de la primera unión
Hijos después disolución primera unión	1								
Edad al momento encuesta	0,0117	1							
Nivel educativo alcanzado	-0,1036	-0,0007	1						
Edad a la primera unión	-0,1875	0,0927	0,295	1					
Tipo de unión de la primera unión	0,1244	0,1351	-0,0971	-0,1742	1				
Edad a la disolución de la primera unión	-0,2681	0,0821	0,0693	0,3819	-0,2875	1			
Hubo segunda unión	0,2403	-0,1263	-0,0084	-0,1619	-0,0151	-0,373	1		
Edad al primer hijo	-0,0006	0,1145	0,4308	0,5523	-0,1732	0,1451	-0,0321	1	
Número de hijos de la primera unión	-0,1548	0,1977	-0,105	-0,1065	-0,2993	0,1731	-0,3355	-0,8100	1

Fuente: elaboración propia con base en ESF 2008.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 71-94

94

*La disolución
de la primera
unión
y su relación
con la fecun-
didad
de las mujeres
montevidea-
nas*

Mariana
Fernández
Soto

La ausencia del historial educativo en el análisis de eventos relacionados con la transición a la vida adulta

Absence of educational history in analysis of events related to transition to adult life

Elsa Ortiz-Ávila¹

Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo

Daniel Devolder²

Universitat Autònoma de Barcelona

Revista
Latino-
americana
de Población

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

95

*La ausencia
del historial
educativo
en el análisis
de eventos
relacionados
con
la transición
a la vida
adulta*

Resumen

En general, en los estudios que pretenden explicar el efecto de la educación sobre los comportamientos relacionados con la transición a la vida adulta, la variable más utilizada es el nivel educativo más alto alcanzado al momento de la entrevista. Desafortunadamente, esto lleva a simplificar en extremo la trayectoria educativa de las personas y no permite conocer con certeza el momento exacto en que terminaron sus estudios, si lo hicieron de forma satisfactoria y si tuvieron períodos de interrupción en su ciclo educativo. En este sentido, en este trabajo investigamos cuáles son algunas de las problemáticas derivadas de tener el historial educativo incompleto cuando analizamos eventos de la transición a la vida adulta como

Abstract

Generally, in studies that intend to explain effects of education on behaviors related to the transition to adulthood, the most used variable is the highest level of education attained by the time of the interview. Unfortunately, this leads to extreme simplification of the education histories of people and does not allow to know with certainty when exactly they finished their studies, if they did so in a satisfactory way and/or if they had interruptions of their studies. So, in this work we investigate some of the problems originating from having an incomplete educational history when analyzing events of the transition to adult life, such as: leaving the parental home, first union and becoming a parent. For the empirical analysis, we use the Fertility and Family Survey (FFS)

-
- 1 Doctora en Demografía por la Universitat Autònoma de Barcelona. Se desempeña actualmente en el Instituto de Ciencias Sociales y Humanidades, Hidalgo, México, y sus líneas de investigación son transición a la vida adulta, educación y fecundidad. <elsa_ortiz@uaeh.edu.mx>.
 - 2 Doctor en Economía por la Université Paris I. Se desempeña actualmente en la Universitat Autònoma de Barcelona y sus líneas de investigación son fecundidad, salud y envejecimiento. <ddevolder@ced.uab.es>

la salida de casa de los padres, la primera unión y la primera maternidad. Para el análisis empírico utilizamos del conjunto de Encuestas de Fecundidad y Familia (FFS por sus siglas en inglés) para cuatro países: Austria, Letonia, Suecia y España.

Palabras clave: Emancipación. Primera unión. Primera maternidad. Estudios máximos. Estudios principales.

for four countries: Austria, Latvia, Sweden and Spain.

Keywords: Leaving the parental home. First union. First motherhood. High studies. Main studies.

Recibido: 20/7/2017. **Aceptado:** 5/12/2017

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 95-112

96

*La ausencia
del historial
educativo
en el análisis
de eventos
relacionados
con
la transición
a la vida
adulto*

Ortiz-Ávila/
Devolder

Introducción

En los estudios que examinan los efectos de la educación sobre los comportamientos relacionados con la transición a la vida adulta o la formación de una familia, la variable más utilizada suele ser el *nivel educativo más alto*. Desafortunadamente, esto lleva a simplificar en extremo la trayectoria educativa de las personas, además de no permitir conocer siempre con certeza al menos tres situaciones vinculadas al ciclo de vida educativo de las personas: 1) el momento exacto o la edad a la que terminaron sus estudios, 2) si lo hicieron de forma satisfactoria y 3) si tuvieron períodos de interrupción o de abandono en su ciclo educativo.

Una de las razones por las que se usa el nivel educativo más alto, a pesar de sus limitaciones para entender las características demográficas del ciclo de vida familiar, es la escasez de datos sobre la trayectoria educativa que tienen la mayoría de fuentes de información disponibles. En este trabajo argumentamos que uno de principales inconvenientes de utilizar el nivel educativo más alto es que pueden llegar a considerarse como iguales a las personas con un título o diploma equivalente, cuando posiblemente hayan tenido trayectorias educativas muy diversas. Otra limitación aún más grave es pensar que todas las historias educativas son continuas hasta que se completan todos los estudios, lo cual crea alteraciones en el orden de los acontecimientos, ya que las personas pueden alcanzar su nivel educativo más alto después de que el suceso considerado les ocurriera. Esta manera de trabajar lleva a considerar al nivel educativo más alto como una característica fija de las personas, lo cual es incorrecto, puesto que la educación es una variable acumulable y, por lo tanto, dinámica en el tiempo. Finalmente, en algunas encuestas o censos se pregunta por el nivel educativo más alto completado satisfactoriamente, es decir, el título de mayor nivel, lo que provoca no solo no poder conocer la trayectoria educativa de los individuos antes de alcanzar este nivel, sino descartar parte de los estudios posteriores, que no hayan sido finalizados con una titulación formal.

Como podemos ver, existen limitaciones importantes ligadas al uso exclusivo del nivel educativo más alto y, aunque en algunos casos la fuente de información permite reconstruir el historial educativo completo (con todos sus episodios), la gran mayoría de estudios sigue utilizando el nivel alcanzado al momento de la encuesta, lo que puede deberse a la dificultad de procesar información tan compleja. No obstante, esto también se puede relacionar fundamentalmente con la falta de una definición clara sobre cuál es el nivel de estudios que realmente condiciona los comportamientos relacionados con la transición a la vida adulta o la formación de una familia. La imprecisión en la definición del nivel educativo es problemática especialmente en el análisis de acontecimientos tales como dejar el hogar de los padres, formar la primera unión o tener un primer hijo, ya que pueden ocurrir durante el período de estudio o bien posponerse hasta que estos se terminen.

En respuesta a esta serie de problemas, los objetivos de este trabajo son dos: el primero es mostrar que las trayectorias educativas no siempre son regulares y que, si esto no se tiene en cuenta, el estudio de los efectos del proceso educativo sobre los comportamientos demográficos puede estar seriamente sesgado. El segundo es abogar por mejorar la definición del nivel educativo, que realmente condiciona estos comportamientos, mediante la introducción de una variable a la que denominamos *edad principal de finalización de los estudios*, que precisamente difiere de la *edad máxima de los estudios* en los casos de interrupciones en el ciclo educativo. La primera variable la definimos como el nivel educativo anterior a una interrupción no mayor a 18 meses.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 95-112

97

*La ausencia
del historial
educativo
en el análisis
de eventos
relacionados
con
la transición
a la vida
adulta*

Ortiz-Ávila/
Devolder

Para el análisis empírico utilizamos del conjunto de Encuestas de Fecundidad y Familia —conocidas en inglés como Fertility and Family Surveys (FFS)— un total de cuatro países: Austria, Letonia, Suecia y España. La selección de países no se basa en querer hacer una comparación entre ellos, sino en tratar de ilustrar o ejemplificar cuatro situaciones relacionadas con las trayectorias educativas. La primera situación se refiere a un país con poco porcentaje de estudios interrumpidos; la segunda es el caso contrario: un país con un alto porcentaje de interrupciones y reanudaciones de los estudios; las otras dos situaciones son un país con un alto porcentaje de estudios bajos y medios interrumpidos y otro con un porcentaje importante de interrupciones en el nivel educativo alto.

La selección de la fuente de información está vinculada a la revisión de las tres encuestas comparativas más importantes, todas relacionadas con temas como fecundidad y familia. Estas encuestas son la Generations and Gender Survey (GGS), la Demographic and Health Survey (DHS) y la FFS. Las dos primeras se enfocan en recoger solamente el último nivel educativo alcanzado o el nivel educativo completado satisfactoriamente al momento de la encuesta. Por su parte, la FFS es hasta el día de hoy una de las encuestas comparativas más importantes y exhaustivas en temas relacionados con la historia educativa y la transición a la vida adulta de los individuos, motivo que nos lleva a elegir trabajar con ella. Los eventos que consideramos para la ilustración de estudio son la emancipación, la primera unión y la primera maternidad.

Limitaciones relacionadas con el uso del nivel educativo más alto en los estudios del ciclo de vida

En general, en los trabajos que intentan dar una explicación a partir de la educación de los individuos sobre los comportamientos relacionados con la formación familiar y la transición a la vida adulta, la variable más comúnmente utilizada es el *nivel educativo más alto*. Sin embargo, esta situación tiende a abreviar en extremo la historia educativa de las personas y no permite conocer con certeza algunas circunstancias vinculadas a la trayectoria educativa, como lo son el momento exacto en el que terminaron sus estudios, si los finalizaron de forma satisfactoria y si hubo períodos de interrupción o abandono en su ciclo educativo.

Esta carencia de la información induce a ciertas distorsiones o problemáticas en el análisis de la transición a la vida adulta, de las cuales hablaremos a continuación.

El uso exclusivo del nivel educativo más alto puede ocultar el hecho de que un grupo de personas con título o grado similar no tenga necesariamente la misma historia educativa (Kravdal, 2001). Esto se debe principalmente a que los individuos no necesariamente completan su educación a la edad normativa y sin interrupciones (Buchmann, 1989; Baizan, Michielin y Billari, 2001). En situaciones de interrupción de los estudios, como puede ocurrir en algunos contextos, el uso de la variable *nivel educativo más alto* puede llevar a suponer que las personas tuvieron un período continuo de estudios hasta la obtención de su titulación más alta. Inferir que una persona estudia hasta que alcanza el nivel educativo más alto puede llevar a sobrestimar las tasas de riesgo de que ocurra algún evento mientras se estudia, para aquellos que interrumpieron sus estudios, les ocurrió el evento y después los reemprendieron.

Por otro lado, podemos identificar ciertas problemáticas relacionadas con el análisis anticipatorio vinculadas a tener solamente el nivel educativo más alto. Dicho

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 95-112

98

La ausencia
del historial
educativo
en el análisis
de eventos
relacionados
con
la transición
a la vida
adulta

Ortiz-Ávila/
Devolder

procedimiento intenta explicar comportamientos actuales o del pasado a través de características o variables futuras (Hoem y Kreyendfeld, 2006). En nuestro caso, este enfoque supondría que las conductas relacionadas con la transición a la vida adulta se expliquen por el nivel educativo alcanzado posteriormente. Implícitamente, se estaría aceptando que las personas «nacen» con el nivel de educación que se cuenta al momento de la encuesta y que, por lo tanto, no existe un avance educativo a lo largo de la trayectoria de vida.

Así, el uso de este procedimiento de medición produce al menos dos errores en su planteamiento inicial: primero, identificamos una complicación ligada al tipo de información recogida en muchas encuestas o censos. A menudo, la pregunta principal se refiere *al nivel educativo más alto completado satisfactoriamente*, lo que provoca no solo no poder conocer la trayectoria educativa de los individuos antes de alcanzar este nivel, sino que además descarta parte de los estudios iniciados posteriormente pero no finalizados con una titulación formal. Esta pérdida de información puede llevar de nuevo a medir de manera incorrecta las tasas de riesgo por evento a cierta edad según la condición de estudio, al clasificar a las personas en el grupo de las que no estudian, cuando lo hacían a la edad considerada, aunque no pudieran finalmente obtener un diploma. En este contexto es importante poder determinar si los comportamientos de la transición a la vida adulta se ven afectados por el hecho de estar estudiando o no. En segundo lugar, se estaría alterando el orden de los acontecimientos, pues se asume que el evento ha ocurrido después de que los estudios hayan finalizado. Sin embargo, existen trayectorias educativas con múltiples entradas y salidas del sistema educativo, en las que se pueden interrumpir los estudios porque ocurra algún evento como la maternidad, la primera unión o la necesidad de encontrar un trabajo, entre otros (Kerckhoff, 2001).

En este sentido, en sociedades como la de Estados Unidos o la de Gran Bretaña, es normal que los jóvenes interrumpan sus estudios para trabajar y después los reemprendan para alcanzar niveles educativos posteriores, aun después de un período considerable de empleo (Green y Green, 2008). En algunos casos se llega a compaginar la vida laboral y la estudiantil gracias a que se cuenta con un sistema educativo que promueve este tipo de prácticas (Kerckhoff, 2001). En países como Suecia, el sistema educativo es flexible, en el sentido de que no excluye a los estudiantes que por cualquier motivo interrumpan sus estudios, por ejemplo, en aras de iniciar su vida laboral. Por el contrario, promueve que los reanuden posteriormente, aunque hayan pasado varios años, o sea a edades muy adultas (Hoem, Neyer y Andersson, 2006; Boucher, 1982). Además de los países nórdicos, los anglosajones también han buscado a lo largo del siglo xx una fórmula capaz de subsanar posibles carencias del sistema educativo, el cual está enfocado en dar segundas o terceras oportunidades para aquellos casos en los que por cualquier razón se hubiesen abandonado los estudios (Anderson *et al.*, 2009; Oláh y Bernhard, 2008). Esta fórmula está vinculada a la necesidad de promover una educación que permita a los individuos adaptarse a los nuevos contextos, tanto en el plano económico como en el personal y el social (López, 1997; Lesourne, 1993). En el caso concreto de Austria, el gobierno ha puesto un énfasis muy especial en establecer un vínculo eficaz entre el sistema escolar y el mercado laboral, mediante el llamado *sistema dual de educación*. Este método consiste en incentivar a que por un período de aproximadamente tres años los estudiantes puedan prestar sus servicios como empleados al mismo tiempo que asisten a la escuela (Pfeiffer y Nowak, 2001). En países como Letonia, el trabajo y el estudio simultáneos son habituales en los niveles educativos más altos (Auers, Rostoks y Smith, 2007). Además, la estructura educativa de

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 95-112

99

*La ausencia
del historial
educativo
en el análisis
de eventos
relacionados
con
la transición
a la vida
adulta*

Ortiz-Ávila/
Devolder

este país permite que al finalizar la educación media se tengan los conocimientos teóricos y prácticos necesarios para ser un trabajador calificado (Unesco y Unevoc, 2007). Sin embargo, en este país se ha visto que entre las principales causas de abandono de los estudios se encuentran los problemas financieros y la imposibilidad de pagar las tasas de matriculación de los niveles medio y superior (Zane, 2010). Por otro lado, existen países como España con un sistema educativo donde no es tan permitido o considerado interrumpir los estudios (MECD y CIDE, 2004). No obstante, existen en la educación media programas educativos orientados a la formación profesional que no excluyen la posibilidad de continuar con los estudios universitarios (MECD, 1991).

En este sentido muchas personas llegan a poder compaginar su vida laboral y estudiantil, lo que dificulta delimitar las fases del ciclo de vida dedicadas exclusivamente al estudio y las dedicadas únicamente al trabajo o a la vida familiar. Esta compatibilidad depende de la estructura y flexibilidad del sistema educativo y de si la educación se completa regularmente antes de que comenzar la transición a la vida adulta (Zabel, 2009; Hoem y Kreyendfeld, 2006).

Al evaluar la importancia de la educación en el estudio de la transición a la vida adulta, lo ideal sería tener el historial educativo completo, pero si esto no fuera posible sería conveniente tener cierta información mínima que pudiera mejorar la calidad del análisis. De acuerdo a los trabajos de Øystein Kravdal (2004) y Cordula Zabel (2009), si acaso no se tuviera la historia educativa completa, se recomienda pedir la edad o la fecha de finalización de los estudios más altos junto al nivel educativo más alto alcanzado. Sin embargo, nosotros planteamos contar con dos aspectos más: la edad de abandono o finalización de los estudios sin interrupciones mayores a un curso académico y si dichos estudios se finalizaron con diploma o no, puesto que puede existir una diferencia de varios años entre la edad a la que una persona finaliza sus estudios de más alto nivel y la edad a la que los interrumpe de forma prolongada. Consideramos esta información fundamental para delimitar tanto la etapa de la vida centrada en los estudios como la dedicada al trabajo o a la vida familiar.

Una manera de mostrar la importancia de disponer de información detallada sobre la duración de los estudios y las interrupciones largas es medir las propensiones a realizar determinadas transiciones del ciclo de vida cuando las personas estudian o no, a partir de fuentes de datos que proporcionen el historial educativo y comparar los resultados con los que obtendríamos si en esta misma fuente se hubiera recogido la información con menor detalle. Este escenario obligaría al analista a imputar la mayor parte de la información y en muchos casos a ignorar las interrupciones. Un trabajo de este tipo fue hecho por Kravdal (2004) y Zabel (2009). Por su parte, Kravdal calculó los riesgos relativos de tener hijos mientras se estudia a partir del historial completo (los datos provenían del registro de población noruego) teniendo en cuenta las interrupciones y repeticiones de cursos educativos. Llevó a cabo el proceso de imputación utilizando solamente el nivel educativo más alto de las mujeres y observó que, si se tenía en cuenta el historial educativo completo, el riesgo de tener un hijo mientras no se estudia era 32% mayor comparado con mujeres que estudian. Dicho riesgo cambió a un 54% al utilizar la imputación. Esta diferencia tan radical en los riesgos se debe a que Noruega —como se dijo— es un país donde es normal que los individuos interrumpan sus estudios y los reemprendan más adelante. De manera similar, Zabel realizó un ejercicio con datos de una encuesta de Alemania del Oeste que proporciona el historial educativo completo. En su trabajo comparó los resultados de medir

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 95-112

100

*La ausencia
del historial
educativo
en el análisis
de eventos
relacionados
con
la transición
a la vida
adulta*

Ortiz-Ávila/
Devolder

el riesgo relativo de la fecundidad mientras se está estudiando con los datos detallados y con la imputación, suponiendo que la única información disponible era el nivel educativo final. En esta línea, Zabel tuvo en cuenta la primera interrupción de estudios, precisando un indicador similar a nuestra EP — *edad de finalización de los estudios principales*, que explicaremos en el apartado sobre datos y métodos—. Sus estimaciones de riesgo relativo no difirieron de manera importante de los valores obtenidos con el historial completo y observó, por ejemplo, que la imputación a partir del nivel educativo máximo proporcionaba resultados similares a los obtenidos con el historial completo. Esto se debía a que en Alemania las interrupciones, las repeticiones de un mismo curso o los abandonos de los estudios eran poco frecuentes, por lo cual había pocas diferencias en la trayectoria educativa de personas con el mismo nivel educativo, y disponer solamente del nivel educativo más alto permitía imputar correctamente el ciclo educativo de los individuos, a diferencia del caso de Noruega.

Datos y métodos

Para el análisis empírico se utilizó el conjunto de las FFS para cuatro países. Se eligió trabajar con la FFS porque recoge información como el nivel educativo más alto, el mes y el año de finalización de cada uno de los estudios, el mes y el año de inicio de los estudios, la información sobre si las personas seguían estudiando después de los quince años y si habían completado satisfactoriamente cada uno de los estudios. Es decir, con la FFS es posible calcular la edad de finalización de los estudios principales considerando los períodos que se está fuera del sistema educativo y el nivel de estudios alcanzado. De manera que, con esta fuente se puede saber si los eventos relacionados con la formación de una familia ocurrieron mientras se estaba estudiando o no. Esta información permite analizar en profundidad interacciones como las que se dan entre la asistencia a la escuela y la salida de casa de los padres, la formación de la primera unión y la llegada de la primera maternidad, entre otras. Otra característica de esta encuesta es que tiene tasas de no respuesta razonablemente bajas, por debajo del 23%. Sin embargo, asumimos que se deben formular algunas reservas acerca de su exactitud y comparabilidad (tabla 1).

Tabla 1.
Austria (1995-1996), España (1994-1995), Letonia (1995) y Suecia (1992-1993):
Tamaño de la muestra y tasas de no respuesta por país

País	N	No respuesta
Austria	4,581	18%
España	4,021	16%
Suecia	3,318	21%
Letonia	2,699	23%

Fuente: Festy y Prioux, 2002

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 95-112

101

*La ausencia
del historial
educativo
en el análisis
de eventos
relacionados
con
la transición
a la vida
adultas*

Ortiz-Ávila/
Devolder

Definición de la edad de finalización de los estudios y discusión de sus ventajas frente a la variable *nivel educativo más alto*

Para definir la variable relacionada con el logro educativo que utilizamos a lo largo de este trabajo primero debemos notar que la trayectoria de vida de las personas se puede dividir en dos fases: la primera centrada en los estudios y la segunda en los eventos relacionados con la transición a la vida adulta (diagrama 1). Dourleijn, Liefbroer y Beets (2000) fueron los primeros interesados en concretar una edad reflejo del logro educativo a partir de la cual empieza la parte de la vida que no está centrada en los estudios o, en otras palabras, un nivel educativo que en términos temporales sea previo al inicio de la transición a la vida adulta. Este componente es importante desde la perspectiva de establecer una causalidad entre la educación y los comportamientos definitorios de la vida adulta. Es decir, se considera el nivel educativo que realmente determina los comportamientos futuros de los individuos y no un nivel potencial, condicionado el hecho de que la persona reemprenderá sus estudios posteriormente. Con esta medida podemos evitar los riesgos del análisis anticipatorio (Hoem y Kreyenfeld, 2006).

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 95-112

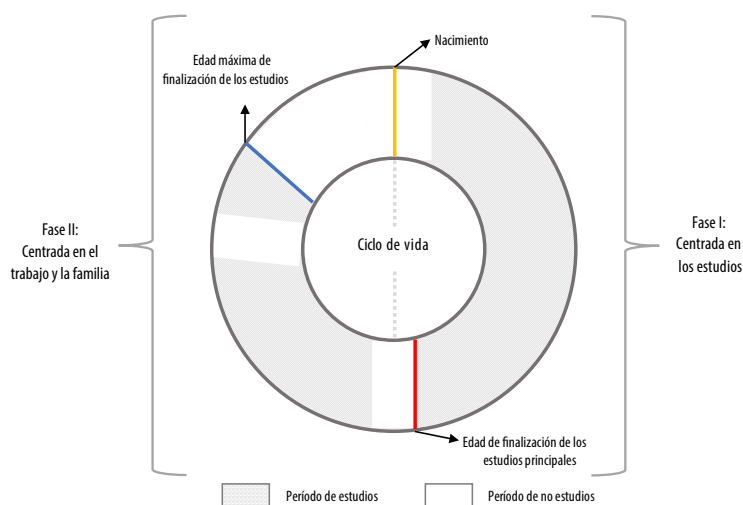
102

La ausencia
del historial
educativo
en el análisis
de eventos
relacionados
con
la transición
a la vida
adulta

Ortiz-Ávila/
Devolder

Diagrama 1.

Representación de la edad principal y edad máxima de finalización de estudios, en relación con las fases del ciclo de vida adulta



Fuente: elaboración propia.

Dourleijn, Liefbroer y Beets (2000) llamaron *career-indicator* a su variable determinada, a la que definen precisamente como el nivel educativo anterior a la primera interrupción no mayor a 18 meses. En términos técnicos, nosotros computamos una variable similar que corresponde a la edad a la cual las personas completan su última etapa educativa sin interrupciones mayores a un año y medio, es decir, menos de dos cursos académicos continuos. A esta variable la hemos llamado *edad de finalización de los estudios principales* (EP). En este sentido, suponemos que la primera interrupción mayor a 18 meses puede representar para muchas personas el fin de la fase del ciclo de vida centrada principalmente o exclusivamente en la educación, en la medida en que muchas se incorporan más intensamente en el mercado de trabajo e inician de forma más decidida la etapa de formación de la familia.

Definimos y calculamos también una *edad máxima de finalización de todos los estudios* (EM), que corresponde al último período de estudios de las personas, sin tener en cuenta la obtención o no del diploma final correspondiente. Esta segunda edad coincide a menudo con la primera. Pero, como lo veremos más adelante, si no son iguales, la diferencia puede ser considerable, por lo cual utilizarla para definir el nivel educativo de las personas en una perspectiva causal puede llevar a resultados cuestionables, como lo es cuando se utiliza el nivel máximo de estudios como indicador del nivel educativo, una variable en muchos aspectos similar a esta edad máxima.

Con relación a nuestra variable recomendada, encontramos tres ventajas frente al nivel educativo más alto.

1. Los individuos que aún no han completado un nivel educativo recibirán una puntuación que refleja el hecho de que hayan acumulado un número de años de capital humano durante sus estudios, incluso para aquellos que no han completado dicho nivel. Por ejemplo, si un individuo se ha matriculado en la universidad durante un par de años, el número de años de capital humano es mayor que para otro individuo que no haya cursado ningún año. El nivel educativo alcanzado no toma en cuenta estas sutilezas al recoger tan solo el último nivel educativo completado, mientras que la edad sí lo hace.
2. La *edad de finalización de los estudios principales* puede ser más fácilmente transformada en una variable que se modifica en el tiempo en comparación con el *nivel educativo alcanzado*.
3. Este indicador permite medir de una forma equivalente el logro educativo de los individuos de todos los países participantes en este estudio, a pesar de la gran diversidad de los sistemas educativos estudiados.

Plan de análisis

Una vez definidos nuestros dos indicadores de carrera (EP y EM) queremos mostrar las diferencias entre ellos, con el objetivo de exponer que las trayectorias educativas no siempre son regulares. La comparación entre la edad de finalización de los estudios principales y la edad máxima al momento de completar todos los estudios se define como:

$$D_x = X_f - X_p$$

Donde:

[D_x] Diferencia entre los dos indicadores de carrera

[X_p] Edad de finalización de los estudios principales

[X_f] Edad máxima a la que se finalizan todos los estudios

Finalmente, las diferencias se agrupan en niveles educativos de acuerdo a la edad que tenían los individuos cuando finalizaron los estudios principales:

- a. nivel bajo (si finalizan los estudios antes de tener 17 años);
- b. nivel medio (entre 17 y 20 años);
- c. nivel alto (con más de 20 años).

Para llevar a cabo el segundo objetivo ajustamos dos modelos de regresión logística de tiempo discreto. Primeramente, en estos modelos se plantea que el eje temporal está troceado en un número de intervalos enteros y positivos t , siendo t igual a 1, 2, ...k trimestres. Después, se define a T , que es una variable aleatoria de tipo discreto que indica el momento en el que nuestro evento ocurre, momento que en nuestro caso corresponde con la edad. Entonces, si $T = t$ el acontecimiento ha ocurrido en el momento t , de manera

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 95-112

103

*La ausencia
del historial
educativo
en el análisis
de eventos
relacionados
con
la transición
a la vida
adulta*

Ortiz-Ávila/
Devolder

que la tasa de transición de tiempo discreto se define como la probabilidad condicional de que el evento ocurra en el tiempo t , bajo la condición de que no haya ocurrido antes de t , representada como:

$$P_t = P [T=t \mid T \geq t]$$

Finalmente, definimos el modelo de la tasa de transición logística adecuado para analizar procesos básicamente discretos (Allison, 2014). El modelo se representa como:

$$\log(P/(1-P)) = h(t) + \beta'X$$

Medimos en concreto el riesgo relativo de los tres eventos comparando personas que estudian con las que ya han acabado su período de estudio (estas últimas conforman el grupo de referencia). En nuestros dos modelos logísticos de tiempo discreto la variable dependiente es dicotómica y diferencia entre haber experimentado el evento (categoría= 1) o no haberlo experimentado (categoría= 0). Por ejemplo, (1) se ha emancipado, (0) no se ha emancipado.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 95-112

104

La ausencia
del historial
educativo
en el análisis
de eventos
relacionados
con
la transición
a la vida
adulta

Ortiz-Ávila/
Devolder

Cuadro 1.

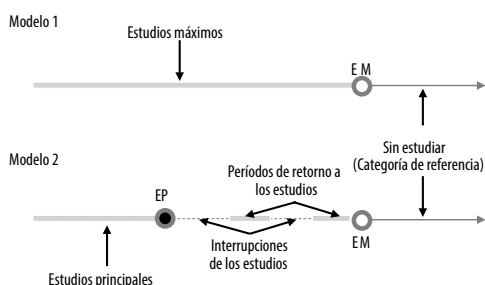
Descripción de variables utilizadas en los dos modelos logísticos de tiempo discreto

Modelo 1	Modelo 2
<i>Variable dependiente</i>	<i>Variable dependiente</i>
1, cuando se ha experimentado el evento	1, cuando se ha experimentado el evento
0, cuando no se ha experimentado	0, cuando no se ha experimentado
<i>Variables independientes</i>	
Edad de la mujer (categórica)	Edad de la mujer (categórica)
<i>Para el período de estudios máximos</i>	<i>Para el período de estudios principales</i>
1, estar estudiando	1, estar estudiando
0, no estar estudiando	0, no estar estudiando
	<i>Para el período entre los estudios principales y los estudios máximos</i>
	1, estar estudiando
	0, no estar estudiando

Fuente: elaboración propia.

Tal como indicamos en el diagrama 2, estimamos dos modelos separados y eliminamos los efectos del patrón por edad de los eventos estudiados introduciendo esta variable de control como categórica. En el primer modelo calculamos el riesgo relativo (r.r) de experimentar uno de estos tres eventos suponiendo que las personas están estudiando continuamente hasta la edad máxima (variable EM). Este tipo de modelo corresponde con el análisis tradicional, erróneo a nuestro entender, en el que no se consideran las interrupciones y se supone de manera implícita que el nivel de estudio que condiciona la vida de las personas es el nivel máximo (diagrama 2).

Diagrama 2.
Representación de los dos modelos logísticos de tiempo discreto considerando o no las interrupciones de los estudios



Fuente: elaboración propia.

En el segundo modelo analizamos de manera más detallada la trayectoria educativa individual, lo que permite calcular el riesgo relativo que corresponde al período de los estudios principales. Además, también desglosamos los riesgos relativos, para el período comprendido entre la EP y la EM, es decir, para los períodos de retorno a los estudios y los de no estudio (interrupciones de los estudios).

En estos dos modelos la categoría de referencia para el riesgo relativo es el período del ciclo de vida posterior a la edad máxima.

Los r.r corresponden a medidas de asociación, para variables nominales dicotómicas. En este sentido, el efecto de una variable x se valora con el exponente e^{β} , que es el factor por el cual se multiplica el riesgo relativo cuando la variable x se incrementa en una unidad (y las demás variables permanecen constantes).

La interpretación del r.r se puede hacer de la siguiente manera:

- $r.r=1$ indica que no hay diferencia entre estar estudiando o no en la ocurrencia del evento;
- $r.r>1$ muestra que existe una influencia positiva, es decir, que estar estudiando se asocia con mayor probabilidad de ocurrencia del evento;
- $r.r<1$ revela que existe un impacto negativo, o que estar estudiando es un factor de menor riesgo, y por lo tanto es un factor protector.

Resultados

Historias educativas irregulares

El resultado de ambos indicadores de carrera no puede mostrarse individualmente: para llegar a conclusiones más definidas exploramos su contenido conjuntamente. Para ello contrastamos las dos edades de finalización de los estudios para los cuatro países del estudio. De esta manera probamos que la ausencia de información detallada sobre el historial reproductivo, en concreto sobre la existencia de períodos de interrupción de los estudios y sobre la fecha de finalización de los estudios principales, puede causar una distorsión en los resultados si se considera la edad máxima como indicativa del nivel educativo anterior a la transición a la vida adulta.

El gráfico 1 representa la distribución porcentual de la diferencia entre los valores de la EP y la EM por nivel educativo para las mujeres con al menos 35 años de edad. En el lado

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 95-112

105

*La ausencia
del historial
educativo
en el análisis
de eventos
relacionados
con
la transición
a la vida
adulta*

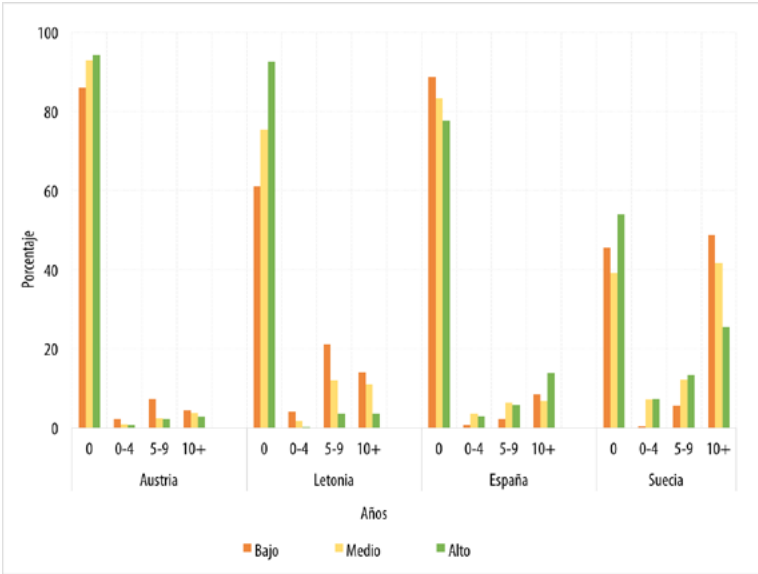
Ortiz-Ávila/
Devolder

izquierdo de los gráficos, o con la etiqueta *cero años*, se encuentran las mujeres que no han interrumpido sus estudios o lo han hecho por períodos cortos (menores a 18 meses). Es decir que no hay una diferencia mayor a un año y medio entre la edad principal y la edad máxima. En el lado derecho de estos mismos gráficos se observan las mujeres con interrupciones de estudios largas (mayores a 18 meses) agrupadas en cuatro categorías (*o años, uno a cuatro años, cinco a nueve años y diez y más años*) según el valor de la diferencia en años entre nuestras dos edades.

En nuestros resultados se pueden ver cuatro situaciones muy distintas. El primer caso que enmarca la importancia de este estudio es Austria. Este es el país donde observamos el menor porcentaje de estudios reemprendidos o, por el lado contrario, el país con el mayor porcentaje de estudios finalizados sin interrupciones. Que un porcentaje tan alto de población femenina finalice sus estudios sin interrupciones puede relacionarse con que este país tenga un sistema educativo en el que se pueden compatibilizar perfectamente los estudios y el trabajo. En el otro extremo podemos ver a Suecia, que es el país donde observamos que alrededor del 50% de las mujeres de todos los niveles educativos interrumpen y reanudan sus estudios después de varios años. Este porcentaje aumenta a poco más de 60% para las mujeres de nivel educativo medio, es decir, casi el 40% de las mujeres en este país han abandonado sus estudios y tiempo después regresado a ellos.

Gráfico 1.

Austria (1995-1996), España (1994-1995), Letonia (1995) y Suecia (1992-1993): Distribución porcentual de la diferencia entre la EP y la EM para las mujeres mayores de 35 años, por nivel educativo



Fuente: procesamiento de microdatos de la FFS

Otro aspecto destacable en el caso de Suecia es que para la mayoría de las mujeres de nivel educativo bajo hay más de diez años de diferencia entre la EP y la EM, lo que denota interrupciones de estudios muy largas en comparación con los demás países. Como mencionamos anteriormente, Suecia tiene un sistema educativo que permite abandonar los estudios, aun por período largos, para retomarlos posteriormente en el

momento que el individuo quiera, sin ningún tipo de conflicto, lo cual se ve reflejado en estos resultados.

Los dos casos restantes (Letonia y España) tienen porcentajes de interrupciones mayores o menores dependiendo el nivel educativo. En el caso de Letonia hay un mayor porcentaje de interrupciones en el nivel educativo bajo y medio, mientras que, en España, las hay en el nivel educativo alto. Podríamos especular que en el caso de Letonia se debe al abandono de los estudios por problemas financieros para pagarse la educación media (Zane, 2010), mientras que en el de España, donde los estudios superiores o universitarios son los que más se interrumpen, podría interpretarse como un abandono temporal en el que probablemente se inicia la vida laboral y poco tiempo después se reanudan los estudios.

Estos resultados demuestran que las interrupciones de estudio son frecuentes en cualquier nivel educativo y sociedad. Esto significa que, en encuestas con una información pobre sobre el proceso educativo, es imposible estimar de forma correcta el nivel de riesgo relativo de eventos relacionados con la transición a la vida adulta para las personas que estudian y que el sesgo puede ser importante si se compara entre países y entre niveles educativos.

El riesgo relativo de emanciparse, unirse o tener un hijo mientras se estudia

Una vez establecido que es habitual que las mujeres tengan períodos de interrupción en sus estudios, independientemente del nivel educativo y del país, en esta sección queremos comprobar que para estos tres eventos existen efectivamente diferencias importantes en los riesgos relativos de las mujeres mientras están estudiando según se considere: 1) el período en el que acaban los estudios principales o 2) la fase más larga en la que acaban los estudios máximos.

Para ello, presentamos los resultados de los dos modelos logísticos de tiempo discreto en los que troceamos en episodios trimestrales el ciclo de vida de las mujeres (gráfico 2). Para cada trimestre determinamos si los eventos estudiados se han producido en el episodio establecido. Retomando el diagrama 2, en el siguiente gráfico presentamos los cuatro riesgos relativos (r.r): 1) el de experimentar el evento suponiendo que las mujeres permanecen estudiando hasta la edad máxima (variable EM); 2) el r.r que pertenece al período de los estudios principales (EP); 3) el r.r de que el evento ocurra entre la EP y la EM dentro de los períodos de estudio, y 4) el r.r en este mismo período anterior pero fuera de las etapas de estudio.

En la primera parte de los resultados la idea es comparar los riesgos de la EP con los de la EM. En segundo lugar, se comparan los riesgos de que los eventos ocurran dentro o fuera de las etapas de estudio para el período entre la EP y la EM. Estas comparaciones se acompañan en el cuadro 2 de los niveles de significatividad para cada una de estas dos comparaciones.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 95-112

107

*La ausencia
del historial
educativo
en el análisis
de eventos
relacionados
con
la transición
a la vida
adulta*

Ortiz-Ávila/
Devolder

Cuadro 2.

Austria (1995-1996), España (1994-1995), Letonia (1995) y Suecia (1992-1993): Significatividad de la diferencia entre riesgos relativos antes de finalización de los estudios y los riesgos en el período posterior a la edad principal

Test	Emancipación				Primera unión				Primer hijo			
	Países											
	Aus.	Let.	Esp.	Sue.	Aus.	Let.	Esp.	Sue.	Aus.	Let.	Esp.	Sue.
EP-EM			**	**			***	***	***	*	***	***
<i>In-Out</i>			*				***		***	*	***	***

Fuente: procesamiento de microdatos de la FFS.

Nota: EP-EM es la significancia de la diferencia entre el riesgo de los eventos para el período anterior a la edad principal, comparado con el período anterior a la edad máxima. In-Out corresponde a la significatividad de la diferencia entre los riesgos de los eventos para los períodos de estudios posteriores a la edad principal, con los períodos de no estudio, pero anteriores a la edad máxima.

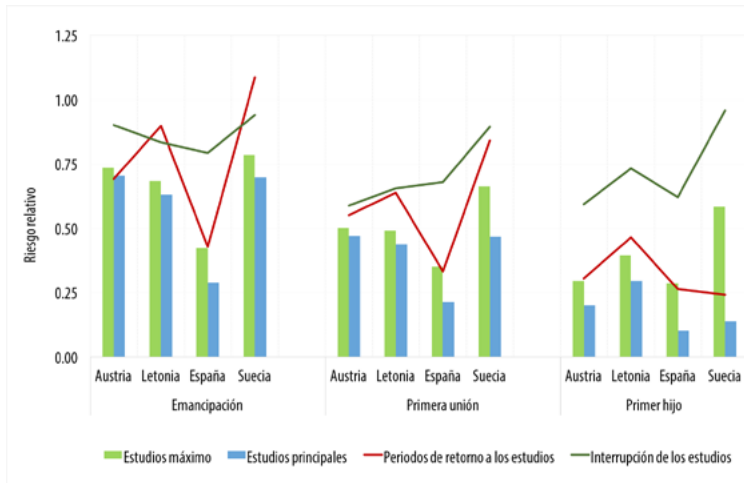
Teniendo en cuenta que las comparaciones entre situaciones de estudio posteriores a la edad principal se realizan para pocas mujeres, la existencia de diferencias significativas en este caso es aún más difícil.

*** nivel de significancia de 0,01 ** nivel de significancia de 0,05 y * nivel de significancia de 0,10.

Con el gráfico 2, se comprueba que existen efectivamente diferencias importantes en los r.r mientras se estudian para estos tres eventos según se considere el período que acaba con los estudios principales o el más largo que acaba con los estudios máximos. En este caso podemos ver que los riesgos relativos relacionados con la edad máxima en todos los casos son más altos, sobre todo en países como Suecia, lo que puede relacionarse con que este es el país con los mayores porcentajes de interrupción de los estudios.

Gráfico 2.

Austria (1995-1996), España (1994-1995), Letonia (1995) y Suecia (1992-1993): Riesgos relativos de emanciparse, unirse por primera vez o tener un primer hijo mientras se está estudiando, para las mujeres



Fuente: procesamiento de microdatos de la FFS

En general, siempre es más alto el riesgo cuando se analiza todo el período de estudios, lo que se debe a que incluye las etapas de interrupción largas o mayores a un año y medio. Esto se puede comprobar al analizar el período entre estas dos edades. Como podíamos esperar, el riesgo relativo para los tres eventos correspondiente a los períodos

de no estudio entre la edad principal y máxima es generalmente más elevado que el riesgo para los de estudio, pero es importante señalar que la distancia entre estos dos últimos es menor a la distancia con el riesgo para el período de estudios principales. De hecho, el riesgo relativo en los períodos de no estudio anteriores a la EM es generalmente el más cercano a uno, es decir próximo al riesgo para el período posterior a los estudios máximos (categoría de referencia).

Una explicación sobre estas diferencias corresponde a un efecto de intensidad, donde los r.r referentes a los períodos comprendidos entre la EP y la EM son más elevados que en la etapa anterior a la EP. Otro factor explicativo de estas diferencias se debe a un efecto de composición, puesto que son más habituales las interrupciones largas en ciertos países que en otros, como se ha comprobado con los datos del gráfico 1. Así, se puede ver que los mayores contrastes para el nacimiento del primer hijo según se tome el período que acaba con los estudios principales o con los estudios máximos se encuentran en Suecia y no en Austria, pues este último país tiene las menores interrupciones de los estudios, mientras que el país del norte tiene las mayores.

Tomando en cuenta el evento, podemos decir que las menores diferencias se encuentran en la salida de casa de los padres. Existe una menor incompatibilidad entre ser estudiante y salir de casa de los padres en comparación con otros eventos. En algunos casos los individuos salen de casa de los padres para ir a estudiar, en otros se les provee de una beca, transporte público gratuito, subsidios para alquilar (Corijn y Klijzing, 2001). Por el contrario, los mayores contrastes se presentan para el nacimiento del primer hijo. A través de la literatura se ha encontrado una fuerte incompatibilidad entre los papeles de estudiante y de madre (Rindfuss, Morgan y Swicegood, 1988; Thornton, Axinn y Teachman, 1995; Blossfeld y Huinink, 1991). Con la primera unión también son más evidentes las diferencias entre medir el r.r con los EP y los EM.

Conclusiones

En este trabajo hemos demostrado que no disponer de la información sobre el historial educativo completo o, en el caso de disponer de este, no utilizarlo lleva a distorsionar de manera grave los resultados del análisis sobre los eventos de la transición a la vida adulta, como la salida de casa de los padres, la primera unión y la primera maternidad, en el caso de países como Austria, España, Suecia y Letonia.

En primer lugar, nuestros resultados apuntan, al igual que otros estudios (Zabel, 2009; Kravdal, 2004), a que la trayectoria educativa de las mujeres de países distintos no necesariamente es uniforme y una vez que han abandonado o interrumpido los estudios existe la posibilidad de que los retomen, como en el caso de Suecia. Este país mostró los porcentajes de interrupciones y reanudaciones de los estudios más altos, lo cual puede relacionarse con el sistema educativo de este país, donde se tiene la facilidad de dejar de los estudios y retomarlos una vez le sea posible a la persona. En el otro caso tenemos a Austria, un país donde el sistema educativo promueve la compatibilidad de los estudios con el trabajo. Esta situación se observa en los resultados, pues las personas tienen unos porcentajes muy altos de finalización de los estudios sin salidas del sistema educativo en comparación con los otros países.

Una vez establecida la alta posibilidad de que las mujeres interrumpan sus estudios y los reempresen después, la información que parece tener un mayor sentido en este

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 95-112

109

*La ausencia
del historial
educativo
en el análisis
de eventos
relacionados
con
la transición
a la vida
adulta*

Ortiz-Ávila/
Devolder

estudio es la duración de los estudios que vaya desde la niñez hasta la primera interrupción larga de estos, llamada en esta investigación *edad a la finalización de los estudios principales*. Sin embargo, la ausencia del historial educativo o de información sobre el momento en que ocurren las interrupciones y los retornos a los estudios dificulta su cálculo. En este sentido, es fundamental tener constancia de los períodos en los que se han interrumpido los estudios, ya que estos pueden estar estrechamente relacionados con algún evento de formación de la familia, dependiendo estrechamente de la sociedad y etapa educativa de la mujer. Es bien conocido en los estudios sociodemográficos que eventos como la primera unión o la primera maternidad incluyen actividades demandantes que no suelen compaginar con las que implican ser estudiante. En esencia, el papel del estudiante no es compatible con el de la unión y especialmente con el que envuelve a la maternidad. De manera distinta se puede ver la emancipación, puesto que la formación de un hogar es un requisito previo a la unión o al nacimiento de los hijos. Además, en ciertos contextos es común que los estudiantes salgan del hogar familiar para vivir cerca de su centro de estudios. Estas situaciones también pueden verse en nuestros resultados, donde se refleja que los eventos menos compatibles con estar estudiando son la primera unión y la primera maternidad, mientras que la emancipación parece compaginar mejor con los estudios.

Retomando el análisis de nuestra variable principal, podemos exponer que, si consideramos o bien el período que acaba con los estudios principales o bien la fase más larga que acaba con los estudios máximos, existen diferencias importantes en la estimación del nivel de los riesgos relativos de que ocurra alguno de nuestros eventos de la transición a la vida adulta mientras las mujeres están estudiando, comparando con las que no estudian. Esto se explica porque el ciclo educativo de las mujeres en los países estudiados no es regular y se producen muy a menudo interrupciones. Si no se tienen en cuenta estas, como cuando se considera que los estudios acaban con la edad de los estudios máximos, se obtienen niveles de riesgos para los eventos estudiados demasiado altos para los períodos de estudio. Esto se explica por el hecho de que antes de alcanzar esta edad máxima hay períodos de interrupción, de no estudio, que están mezclados erróneamente con los períodos de estudio.

Recoger solamente el nivel educativo más alto no sería un problema si la educación se completara siempre o habitualmente antes de comenzar la transición a la vida adulta. Sin embargo, mientras que cada vez sea más usual que la educación se prolongue o se tengan múltiples salidas y entradas al sistema educativo será menos correcto utilizar a la educación como una característica fija de los individuos.

Finalmente, una de las impresiones que nos dejó la revisión de encuestas como la GGS o la DHS es que no parece dársele la misma importancia al efecto sustantivo que tiene la educación como determinante de la transición a la vida adulta, o incluso de la fecundidad, en comparación con otras temáticas incluidas en este tipo de fuentes de información sociodemográfica. Por ejemplo, en la gran mayoría de los países latinoamericanos que tienen encuestas DHS, no se cuenta con el historial educativo de su población, a pesar de que América Latina aún no ha terminado con el período de la primera transición demográfica, marcada por una disminución significativa de la fecundidad y por una importante expansión educativa. Dichas transformaciones merecen un estudio más profundo, por lo que sería muy conveniente contar con encuestas que incluyan el historial educativo de los individuos.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 95-112

110

*La ausencia
del historial
educativo
en el análisis
de eventos
relacionados
con
la transición
a la vida
adulta*

Ortiz-Ávila/
Devolder

No podemos negar que teóricamente lo más recomendable es contar con la trayectoria educativa de los individuos. Sin embargo, en la práctica, recabar toda esta información resulta sumamente complejo, como sucedió en el caso de las FFS, donde una cifra importante de países redujo el número de preguntas empleadas en los cuestionarios aplicados y se simplificó la información que cada país pretendió conseguir.

Se puede asumir que obtener y analizar toda esta información es complicado en muchos aspectos, lo que probablemente explica por qué se opta en general por abandonar la recogida de todo el ciclo educativo y se hacen preguntas sencillas para determinar el nivel educativo de las personas. Desgraciadamente, al abandonar la complejidad inherente a la recolección y explotación de este historial, se ha llegado a un extremo opuesto que imposibilita delimitar las fases del ciclo de vida centradas en el estudio. En ausencia de tal información se suele considerar en las investigaciones el uso del nivel educativo más alto al momento del levantamiento de la encuesta o el censo, pese a que dicho nivel puede ser incluso consecuencia de la ocurrencia de algún evento relacionado con la transición a la vida adulta.

Bibliografía

- ALLISON, P. (2014), *Event history and survival analysis*, Quantitative Applications in the Social Sciences, n.º 46, Thousand Oaks, CA: SAGE Publications, Inc.
- ANDERSSON, G.; RØNSEN, M.; KNUDSEN, L. *et al.* (2009), «Cohort Fertility Patterns in the Nordic Countries», en *Demographic Research*, vol. 20, n.º 14, pp. 313-352, en: <<https://search.proquest.com/openview/dba32a0dac40f8a5127a12a389bcfo24/1?pq-origsite=scholar&cbl=38857>>, acceso: 11/12/2017.
- AUERS, D.; ROSTOKS, T. y SMITH, K. (2007), «Flipping burgers or flipping Pages? Student Employment and Academic Attainment in Post-Soviet Latvia», en *Communist and Post-Communist Studies*, vol. 40 (4), pp. 477-491.
- BAIZAN, P.; MICHELIN F. y BILLARI F. (2001), «Political Economy and Life Course Patterns: The Heterogeneity of Occupational, Family and Household Trajectories of Young Spaniards», en *Demographic Research Working Paper*, vol. 6 (3), 191-240, doi: 10.4054/DemRes.2002.6.8.
- BLOSSFELD, H. y HUININK, J. (1991), «Human capital investments or norms of role transition: How women's schooling and career affect the process of family formation», en *American Journal of Sociology*, vol. 97, n.º 1, pp. 143-168.
- BOUCHER, L. (1982), *Tradition and Change in Swedish Education*, Oxford: Pergamon Press.
- BUCHMANN, M. (1989), *The Script of Life in Modern Society*, Chicago: University of Chicago Press.
- CORIJN, M. y KLIJZING, E. (2001), «Transition to Adulthood in Europe», en CORIJN, M. y KLIJZING, E. (eds.), *Transition to Adulthood in Europe*, Ámsterdam: Springer.
- DOURLEIJN, E.; LIEFBROER, A. y BEETS, G. (2000), «The Measurement of Educational Attainment in the FFS: Comparing the ISCED Classification with Information from Educational Histories in 17 European Countries», paper presentado a la *FFS Flagship Conference*, Bruselas, del 29 al 31 de mayo, en <http://www.unece.org.net4all.ch/fileadmin/DAM/pau/_docs/ffs/FFS_2000_FFConf_ContriDourleij.pdf>, acceso: 11/12/2017.
- FESTY, P. y FRANCE P. (2002), *An Evaluation of the Fertility and Family Surveys Project*, Génova: ONU, en: <https://www.unece.org/fileadmin/DAM/pau/_docs/ffs/FFS_2000_Prog_EvalReprt.pdf>, acceso: 13/12/2017

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 95-112

111

La ausencia
del historial
educativo
en el análisis
de eventos
relacionados
con
la transición
a la vida
adulta

Ortiz-Ávila/
Devolder

- GREEN, A. G. y GREEN, D. (2008), *Canada's Wage Structure in the First half of the Twentieth Century (with comparisons to the United States and Great Britain)*, en <https://economics.ubc.ca/files/2013/05/pdf_paper_david-green-canada-wage-structure.pdf>, acceso: 11/12/2017.
- HOEM, J.; NEYER, G. y ANDERSSON, G. (2006), «Education and Childlessness. The Relationship Between Educational Field, Educational Level, and Childlessness among Swedish Women born in 1955-59» en *Demographic Research*, vol. 14 (15), pp. 331-380, doi: 10.4054/DemRes.2006.14.15.
- HOEM, J. y KREYENFELD, M. (2006), «Anticipatory Analysis and its Alternatives in Life Course Research. Part 1: The Role of Education in the Study of First Childbearing», en *Demographic Research*, vol. 15 (16), pp. 461-484, doi: 10.4054/DemRes.2006.15.16.
- KRAVDAL, Ø. (2001), «The High Fertility of College Educated Women in Norway: An Artefact of the Separate Modelling of Each Parity Transition», en *Demographic Research*, vol. 5 (6), p. 188-215, doi: 10.4054/DemRes.2001.5.6.
- (2004), «An Illustration of the Problems Caused by Incomplete Education Histories in Fertility Analyses», en *Demographic Research*, vol. 3, pp. 136-154, doi: 10.4054/DemRes.2004.S3.6.
- KERCKHOFF, A. (2001), «Education and Social Stratification Processes in Comparative Perspective», en *Sociology of Education*, vol. 74, pp. 3-18, doi: 10.2307/2673250.
- KREYENFELD, M. (2008), «Ökonomische Unsicherheit und der Aufschub der Familiengründung», en SZYDLIK, M. (ed.), *Flexibilisierung – Folgen für Arbeit und Familie*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- LESOURNE, J. (1993), *Educación y sociedad. Los desafíos del año 2000*, Barcelona, Gedisa.
- LÓPEZ, F. (1997), «Complejidad y educación», en *Revista Española de Pedagogía*, vol. 206, pp. 103-112.
- MINISTERIO DE EDUCACIÓN, CULTURA Y DEPORTE (MECD) (1991), «El sistema educativo español, 1991», Renovación Pedagógica Centro de Investigación, Documentación y Evaluación, Madrid: Secretaría General Técnica Centro de Publicaciones.
- y CIDE (2004). *Evolución del sistema educativo español*, Madrid: MECED.
- OLÁH, L. y BERNHARDT, E. (2008), «Sweden: Combining Childbearing and Gender Equality», en *Demographic Research*, Special Collection 7: Frejka, T. y otros (ed.), Childbearing Trends and Policies in Europe, vol. 19 (28), pp. 1105-1144, en <<https://www.demographic-research.org/volumes/vol19/28/19-28.pdf>>, acceso: 11/12/2017.
- PFEIFFER, CH. y NOWAK, V. (2001), «Transition to adulthood in Austria», en CORIJN, M. y KLIJZING, E. (eds.), *Transition to Adulthood in Europe*, Ámsterdam: Springer.
- RINDFUSS, R. R.; MORGAN, S. P. y SWICEGOOD, G. (1988), *First Births in America. Changes in the Timing of Parenthood*, Berkeley, CA: University of California Press.
- THORNTON, A.; AXINN, W. G. y TEACHMAN, J. (1995), «The Influence of School Enrollment and Accumulation on Cohabitation and Marriage in Early Adulthood», en *American Sociological Review*, vol. 60, n.º 5, pp. 762-774, en <https://www.jstor.org/stable/2096321?seq=1#page_scan_tab_contents>, acceso: 11/12/2017.
- UNESCO y UNEVOC (2007), *World TVET Database Latvia*, Bonn: International Centre for Technical and Vocational Education and Training UN Campus Platz der Vereinten Nationen, en <<http://www.unevoc.unesco.org/go.php?q=World+TVET+Database&ct=LVA>>, acceso: 11/12/2017.
- ZABEL, C. (2009), «Do imputed educational histories provide satisfactory results in fertility analysis in the West German context?», en *Demographic Research*, vol. 21 (6), pp. 135-176, doi: 10.4054/DemRes.2009.21.6.
- ZANE, C. (2010), «Where is Demography Leading Latvian Higher Education?», en *Baltic Journal of Economics*, vol. 10 (1), pp. 5-21, doi: 10.1080/1406099X.2010.10840468.

Space and Interracial Marriage: How Does the Racial Distribution of a Local Marriage Market Change the Analysis of Interracial Marriage in Brazil?¹

*El espacio y el matrimonio interracial:
¿cómo la distribución racial de
un mercado local cambia el análisis
del matrimonio interracial en Brasil?*

Maria Carolina Tomás²

Pontifícia Universidade Católica de Minas Gerais

*Revista
Latino-
americana
de Población*

Año 11
Número 21

Primer
semestre

Enero
a junio
de 2017

Abstract

This article focuses on the following question: How would interracial marriage rates change when considering the racial distribution of the local marriage market? I used data from the Brazilian Census for the years 1991 and 2000 and loglinear models. The results show that homogamy-heterogamy rates have traditionally been overestimated, as demonstrated by a change that ranges between 15.3 percent and

Resumen

Este artículo se centra en la siguiente pregunta: ¿Cómo las tasas de matrimonios raciales cambiarían al considerar la distribución racial del mercado matrimonial local? Se utilizan datos de los censos brasileiros de 1991 y 2000 y se estiman modelos log-lineales. Los resultados muestran que las tasas de homogamia-heterogamia han sido tradicionalmente sobreestimadas, como lo demuestra un cambio

113

*Space and
Interracial
Marriage:
How Does
the Racial
Distribution
of a Local
Marriage
Market
Change
the Analysis
of Interracial
Marriage
in Brazil?*

-
- 1 This paper is part of the author's dissertation entitled "Interracial Marriage in Brazil: a discussion about local marriage market, parents' characteristics, and household chores" concluded in December 2012. Some discussions and reflections have been added since then, however by that time the 2010 Brazilian Census data were not available, which is why the paper focuses on 1991 and 2000 years.
 - 2 Possui doutorado em Sociologia e Demografia (2012) pela University of California, Berkeley, mestrado em Demografia pela Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG, 2007) e pela University of California at Berkeley (2008), mestrado em Sociologia (2010) e graduação em Ciências Sociais pela UFMG (2004). Atualmente é professora adjunta no Programa de Pós-Graduação em Ciências Sociais da Pontifícia Universidade Católica de Minas Gerais. Tem experiência na área de Sociologia, Demografia Econômica, Família e Fecundidade, Formulação e Avaliação de Políticas e Métodos Quantitativos. <mctomas@pucminas.br>

43.2 percent, when the local racial distribution of spouses is considered. The gap between the percentage differences is smaller in 2000 than in 1991. When analyzing the homogamy-heterogamy rates for each marriage market, one observes that the interaction between a spouse's race and the marriage market is important, with very few exceptions. In addition, although most meso-regions have homogamy-heterogamy rates similar to the average, there are some important regional differences, especially in the South, where the levels are higher than the average.

Keywords: Interracial marriage. Local marriage market. Loglinear models. Brazil.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2017

pp. 113-140

114

*Space and
Interracial
Marriage:
How Does
the Racial
Distribution
of a Local
Marriage
Market
Change
the Analysis
of Interracial
Marriage
in Brazil?*

Maria
Carolina
Tomás

entre el 15,3% al 43,16%, cuando se considera la distribución racial local de los cónyuges. La diferencia entre las diferencias porcentuales es menor en 2000 que en 1991. Al analizar las tasas de heterogamia y homogamia para cada mercado matrimonial, se observa que la interacción entre la raza de un cónyuge y el mercado matrimonial es importante, con muy pocas excepciones. Además, aunque la mayoría de las mesorregiones tienen tasas de homogamia-heterogamia iguales al nivel promedio, existen algunas diferencias regionales importantes, especialmente en el Sur, donde los niveles son más altos que el promedio.

Palabras clave: Matrimonio interracial. Mercado matrimonial local. Modelos loglineales. Brasil.

Recibido: 3/5/2017. **Aceptado:** 19/12/2017

Introduction

How would interracial marriage rates and their analysis change when considering the racial distribution of the local marriage market? Most studies about interracial marriage, especially in Brazil, calculate rates of homogamy and heterogamy using national data. When national data are used, possible differences in local marriage markets are not considered, including racial distribution and cultural factors. In this case, researchers assume that there is either one national marriage market or no variation across local marriage markets (Harris and Ono 2005). Another implication of using this approach is the fact that this method assumes that the probability of marrying someone from the local marriage market is the same as marrying someone far away. In this article, I used Census data for the years 1991 and 2000 to calculate the homogamy-heterogamy rates, including information on the local racial distribution of wives and husbands. This analysis also sheds light on whether the explanations for interracial marriage, besides racial distributions, are the same or different among local marriage markets. In other words, this analysis will examine whether there are specific differences within local markets, such as, cultural, economic, and social.

In regard to the United States, Harris and Ono (2005) found that national estimates of race effects on partnering declined by about 19 to 53 percent once they controlled for the racial composition of local marriage markets (Consolidated Metropolitan Statistical Areas and Metropolitan Statistical Areas). For the Brazilian marriage market, it is very important to consider local racial distributions because there are great geographical differences in racial distribution with a higher concentration of blacks and browns in the North and Northeast and the majority of the population being white in the South. Therefore, the consideration of local racial distribution differences might lead to a different interpretation of national intermarriage rates.

The main result is that when analyzing the local racial distribution, the odds ratios for intermarriage drop about 15.3 percent to 43.16 percent depending on the racial group, type of union, and year. The main conclusion is that without considering the local racial distribution, previous research has overestimated homogamy-heterogamy rates and overemphasized the role of racial boundaries and racial preferences in the marriage market. The gap between the percentage differences is smaller for 2000 compared to 1991. Therefore, changes over time are important for explaining the higher increase of unions between whites and blacks than between whites and browns. This increase was due more to changes in cultural norms and racial composition. Moreover it is worth highlighting the possible changes due to racial reclassification between Censuses (Miranda, 2017).

The article is divided into five sections, including this introduction. The second section addresses background research on racial classification, interracial marriage, and the local marriage market in Brazil. The third section presents the data and method I used. Section four discusses the results and the article concludes with some final considerations.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2017

pp. 113-140

115

*Space and
Interracial
Marriage:
How Does
the Racial
Distribution
of a Local
Marriage
Market
Change
the Analysis
of Interracial
Marriage
in Brazil?*

Maria
Carolina
Tomás

Literature Review

Racial Classification and Interracial Marriage in Brazil

Racial identity in Brazil is recognized as something quite different from other countries, especially because of the absence of a descent rule, which means that Brazilians consider different factors when classifying one's race (Degler, 1971). Another issue is the association between race and socioeconomic conditions (Schwartzman, 2007). Politics may also influence racial self classification in Brazil (Bailey, 2008). Another specific characteristic of the Brazilian racial system is the recognition of mixed-race people as a distinct category, which sometimes makes both the creation of specific racial boundaries and self-classification difficult. In this sense, the white/nonwhite perspective utilized in the United States, does not apply to Brazil. As noted by Ribeiro (2017) the racial classification in Brazil is much more a continuum than a set of fixed categories. While racial identity is more related to ancestry in the United States, in Brazil physical characteristics are the main indicators of race. This means that racial classification in Brazil is much more a matter of an individual's perception of their own physical characteristics than to their family's origins (Bailey, 2008; Silva, 1987). It is significant to note that racial classification also depends on who is doing the reporting because important differences arise when comparing self-reporting and classification conducted by another person (i.e. Telles and Lim, 1998; Bailey, 2008). This result corroborates the argument about the low degree of groupness and how racial boundaries in Brazil are not clearly defined.

Since 1940, the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE) has used four racial categories in the Census and other surveys: *branco* (white), *pardo* (brown), *preto* (black), and *amarelo* (asian). A fifth category, *indígena* (indigenous), was added in 1991. One of the main concerns about the official terms used by the IBGE is the extent to which they correspond to informal terms largely used by the population. In 1976, the National Household Survey (PNAD-Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio), conducted by the IBGE, asked an open question about race and received more than 190 answers regarding racial categories. However, most people (95 percent) used only six terms, including three of the categories already used by the IBGE: white (41.9 percent), light (*cor clara*) (2.5 percent), light *moreno* (2.8 percent), *moreno* (34.4 percent), brown (*parda*) (7.6 percent), and black (*preto*) (4.4 percent). Therefore, the majority of Brazilians seem to use a small number of terms, with white and *moreno* being the most common terms, comprising 76 percent of all answers (Silva 1987: 71).

Although there is an understanding that racial boundaries are fluid, racial distribution in Brazil remained very stable between 1980 and 2000. During this time period, the proportion of blacks was between 5–6 percent, browns were between 39–42 percent, and whites were 54–52 percent (IBGE 2004). The 2010 Census data show that whites represent 47.73 percent of the total population, 43.13 percent is brown, and 7.61 percent is black. The main change from the last Census in 2000 is the current absence of a majority racial group in Brazil. Because of that important change it is fundamental to investigate what looks like the Brazilian marriage market after 2000.

In 1998, 78 percent of all marriages were racially endogamous, with rates being higher among whites (83.2 percent) and lower among blacks (60.7 percent). When controlling for the size of the population, this relationship inverts and blacks have the highest rate

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2017

pp. 113-140

116

Space and
Interracial
Marriage:
How Does
the Racial
Distribution
of a Local
Marriage
Market
Change
the Analysis
of Interracial
Marriage
in Brazil?

Maria
Carolina
Tomás

of endogamy (Petrucelli, 2001). On average, couples are 5.2 times more likely to marry someone of the same race, whereas, individuals with mixed ancestry are more likely to marry exogamously (Heaton, 2010). Although endogamy is preferred, there is less resistance to marriage between persons of proximate color in comparison with the much higher resistance to marriage between whites and blacks (Telles, 1993, 2004). In an interracial union, white people are ten times more likely to marry a brown spouse than a black one. In 1991, about 14.2 percent of white men had brown wives and only 1.3 percent had black spouses (Telles, 2004).

Although there are higher levels of intermarriage in Brazil than in the United States and South Africa, marriages are far from being random. One possible explanation is the higher acceptance of browns/mulattos in society and the fact that most interracial unions are between whites and browns. Another explanation suggested by Telles (2004) is the greater exposure of whites to nonwhites in Brazil, which also helps to explain the geographical differences in interracial marriage rates. The author claims that geographical differences have little or nothing to do with variations in tolerance. Rather, propinquity or the extent of interracial interaction determines nearly all the regional variation. Telles also cautions and makes clear that exposure does not explain all the differences between Brazil and the United States.

Over time, racial endogamy has been declining, as have educational and religious endogamy as well (Heaton, 2010; Longo, 2011; Ribeiro and Silva, 2009). Overall, endogamy was 77 percent in 1980, it declined to 73 percent in 1991, and reached 65 percent in 2000 (Longo, 2011). But this process is not the same for all racial groups. Racial homogamy is greatest for blacks and those with mixed ancestry (brown) have much lower rates of homogamy. Homogamy is declining for whites and blacks at the same pace, but is increasing slightly for browns (Heaton, 2010).

Intermarriage and the Local Marriage Market

Most studies about local marriage markets has focused on the analysis of sex ratios (see for instance, Freiden, 1974; Angrist, 2002; Queiroz, 2004; Posel *et al.*, 2013). A few additional authors explored other characteristics such as racial distribution (Harris and Ono, 2005; Telles, 1993); socioeconomic characteristics and immigrant influence (Telles, 1993); and economic opportunity for females, male economic attractiveness, and racial differences (Posel and Casale, 2013).

When considering Brazil, all analyses of interracial marriages using loglinear models utilized national level data (i.e., Silva, 1987; Ribeiro and Silva, 2009; Heaton, 2010; Longo, 2011). The main assumptions in this approach, are: i) race is distributed equally across the country or ii) the probability of marrying someone that lives close or further away is the same (Harris and Ono, 2005). Another assumption is that race classification is the same in the whole country. However, the racial classification of people can vary across the country, and in this sense, racial self and the perception of others is influenced by exposure and local social norms. A fourth factor that may alter across the country is the geographical difference in the acceptability of having a nonwhite in one's own family. Telles (2004) cites Degler's work who discussed a series of studies showing that there are important geographical differences in this regard. In a research project conducted among college students, the acceptability rate of a brown or a black person in one's own family ranges from 14 to 24 percent in Recife, and from 10 to 14 percent in São Paulo. Amongst a sample

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2017

pp. 113-140

117

*Space and
Interracial
Marriage:
How Does
the Racial
Distribution
of a Local
Marriage
Market
Change
the Analysis
of Interracial
Marriage
in Brazil?*

Maria
Carolina
Tomás

of white high school students in Rio de Janeiro the range was between 37–43 percent. In Florianópolis, the range was 23–28 percent among middle class people.

For the year 2000 in Brazil, there was a concentration of whites in the South, where 83.6 percent of the total population was white. Nonwhites were concentrated in the North of the country: 4.97 percent of the population was black and 63.97 percent was brown. The proportion of whites in mesoregions during this period ranged from 11.07 percent (Norte Amazonense) to 93.86 percent (Vale do Itajaí). The distribution of black people ranged from 1.47 percent (Vale do Itajaí) to 20.24 percent (Metropolitana de Salvador); and the range for browns was from 3.19 percent (Sul Catarinense) to 72.25 percent (Nordeste Paranaense). Curiously, the mesoregion with the highest proportion of browns was in the South, followed by other mesoregions in the North (Norte do Amapá, Baixo Amazonas, and Marajó) that were composed by about 70 percent of brown people. This difference in racial distribution influences exposure, which consequently influences opportunities and preferences within the marriage market. The group size influences the possibility of finding a partner within or outside of one's racial group. Exposure also influences an individual's preference by defining what is more socially accepted in his/her social circle. Another element of exposure is that it establishes the presence of other interracial couples in the individual's life.

Therefore, the consideration of local marriage markets is important when studying intermarriage (see for instance, Freiden, 1974; Angrist, 2002; Queiroz, 2004; Posel *et al.*, 2013). As Kalmijn (1998) states, there are three causes for intermarriage: 1) the preferences for certain characteristics in a spouse; 2) the interference of "third parties" in the selection process, and 3) the constraints of the marriage market in which candidates are searching for a spouse. Hence, marriage patterns are a result of preferences and opportunities. The characteristics of the geographical area considered as the marriage market, including the racial distribution, are perceived as constraints or as facilitators of intermarriage. In this article, I also argue that the local marriage market may influence the first intermarriage cause noted by Kalmijn. In other words, the amount of exposure to other racial groups experienced by an individual may influence his/her preference in terms of a spouse's characteristics. This occurs because an individual's decision also depends on social expectations and what is considered "normal" (in the sense of what is the norm) among one's social network and family. Moreover, how people are racially perceived of by others also depends on local characteristics.

The most common explanation for lower rates of intermarriage than homogamy (i.e. racial, religious, educational) is based on Weber's (1978) concept of group closure. The understanding is that intermarriage is an indicator of social distance. However, without considering demography (group size) it is not possible to fully understand intermarriage as a social boundary (Silva 1987). Thus, it is important to consider the conditions of local marriage markets, including the racial distribution, because part of the rate can be explained as a lack of opportunity and not necessarily the result of preferences.

The consideration of local characteristics is also important for helping to elucidate the main reason for intermarriage. Kalmijn (1998) indicates that intermarriage rates in smaller areas might be due more to preferences than opportunities. Therefore, this article sheds light on to what extent previous national rates of intermarriage in Brazil are related to opportunities, while answering the question: how would homogamy rates be affected if the racial distribution in different areas was considered in the analysis? In other words,

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2017

pp. 113-140

118

*Space and
Interracial
Marriage:
How Does
the Racial
Distribution
of a Local
Marriage
Market
Change
the Analysis
of Interracial
Marriage
in Brazil?*

Maria
Carolina
Tomás

how much of the drop in the odds ratio is due to a different racial distribution. In this sense, the intermarriage rates that cannot be explained by racial distribution may be justified by other local characteristics that are not being controlled for. These local characteristics might include individual preferences, opportunities in a smaller area, or more specific marriage markets, like the school or workplace environment, for example.

For Brazil, Telles (1993) used metropolitan areas as the local marriage market and found that racial composition explains most (but not all) of the geographical variation in interracial marriage, because the likelihood of out-marriage depends partly on the extent of exposure to the outside group. His work was inspired by the debate about regional differences in marriage rates between Frazier (1942) and Degler (1986). These authors concluded that the marriage rate differences reflected profound regional differences in racial tolerance across the country. Telles' work included different variables to explain the proportion of marriages between two racial categories, in order to question whether regional differences are due to differences in racial tolerance or are related to variations in racial composition. He found that despite controls for racial composition, white out-marriage to blacks in the South of Brazil is significantly lower than in other regions, and thus the white/black social divide is greatest in the South. Similarly, brown and black social relations in the marriage market, are more distant in the Northeast and frontier regions (Amazonia, Acre, the Federal District, Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Pará, and Rondônia). In addition, Telles highlights the importance of other variables, such as the level of industrialization, as well as others like the sex ratio, which are not included in the analysis. One notable message in his work is related to racial asymmetry. Telles concludes that there are small regional differences in the white tolerance level of browns, but the differences in white racial tolerance of blacks is more relevant.

The main way in which this article differs from Telles (1993) work is the estimation of the homogamy-heterogamy rates and the analysis of potential differences among the local marriage markets. His work only utilized one model for all markets. Moreover, our concept of the local marriage market differs. Where he used metropolitan areas, I am using mesoregions. He justified the use of metropolitan areas as the representation of where people from different racial groups are mostly likely to come into contact with each other. However, one important point worth noting is that only considering metropolitan areas results in excluding areas with a concentration of one specific racial group from the analysis. Therefore, my study provides a more complete picture of the importance of considering the local racial composition. Moreover, my analysis tests the hypothesis of whether what is not explained by racial distribution is the same or is different among the local marriage markets. This refers to examining whether values, preferences, racial tolerance, and other factors influence intermarriage in the same way throughout the country.

Finally, it is relevant to highlight that discussing local marriage markets is difficult because there is no common agreement on the definition of a marriage market. Spouses can meet one another in their neighborhood, but also outside of their community. However, studies have shown that people are more likely to find a spouse in their local context (Blau, Blum, and Schwartz, 1982; Lewis and Oppenheimer 2000); even people who often travel (Harris and Ono, 2005). The other problem is that it is often difficult to determine where people meet because many databases do not have data on marriage history. Different studies have used varying concepts of what constitutes a local marriage market, including schools (Blossfeld and Timm, 2003; Mare, 1991), workplaces (i.e., Svarer, 2007), and small

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2017

pp. 113-140

119

*Space and
Interracial
Marriage:
How Does
the Racial
Distribution
of a Local
Marriage
Market
Change
the Analysis
of Interracial
Marriage
in Brazil?*

Maria
Carolina
Tomás

geographic areas (i.e., Blau *et al.*, 1982; Lewis, 2000; Harris and Ono, 2005). In this sense, another important reason for considering the geographical factor when analyzing intermarriage, is the possible effect of neighborhood or school related peer groups (Holmlund, 2006). However, the effect of these groups is not evaluated in my work. Moreover, it is also significant to mention that residential segregation, which is an indicator of how racial groups relate to each other, reflects racial tolerance and in some extension racial economic inequality. Therefore, identifying areas with more nonwhite people may indicate a lower tolerance for this racial group. Although a lack of exposure decreases the likelihood of whites out-marrying, the ultimate cause of this phenomenon is not only a result of exposure or the composition of the population, but is directly related to racial segregation.

Data and Method

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2017

pp. 113-140

120

*Space and
Interracial
Marriage:
How Does
the Racial
Distribution
of a Local
Marriage
Market
Change
the Analysis
of Interracial
Marriage
in Brazil?*

Maria
Carolina
Tomás

Data

The data are from the Brazilian Census from the Integrated Public Use Microdata Series (IPUMS), for the years 1991 and 2000. I linked the head of the family with his/her spouse and considered each one's race and the mesoregion where they lived at the time of the Census. I used family as an identifier instead of household, because a household can consist of multiple families. Married and cohabiting couples were considered together, because no significant differences when the models were done separated in preliminary analysis. The total number of mesoregions is 137 and they all correspond to the same areas during the two periods. For this analysis I am considering black, brown, and white people and the six possible combinations among them: white/white, brown/brown, black/black, brown/black, white/brown, and white/black couples.

In order to minimize the effect of migration after marriage, I limited my sample to couples in which both women and men are between twenty and thirty-four years of age. Spouses in this age range are more likely to be in their first marriage and less likely to have moved away from where they met. This selection also decrease the potential effect of characteristics associated with second or higher order marriages (See Mare, 1991; Kalmijn, 1994; Qian, 1997). Mare (1991) noted that the educational pattern of a higher order marriage is different from that of a first marriage. However, Blackwell and Lichter (2004) did not find substantive differences in terms of racial assortative mating.

I am using mesoregion as an indicator of the local marriage market. Mesoregions are combinations of municipalities. They are geographically stable throughout time, with minor exceptions, and divide the entire country into relatively coherent geographic units beneath the state level (Minnesota Population Center, 2011). Internally, they are socially and economically homogenous. They have transportation linking the cities within each mesoregion and do not cross state boundaries.

I am using three of IBGE's official racial categories: white, black, and brown. The racial classification is self declared, therefore, the categories reflect whether people consider themselves to be branco (white), preto (black), or pardo (brown). The brown category usually includes a larger range of skin color variation, including moreno and its variants. Interracial marriages are the combination of whites and browns, whites and blacks, and browns and blacks. I do consider blacks and browns as separate groups due to the fact that they have different probabilities of marrying whites. These probabilities even differ by sex.

Although these two groups are much more alike in socioeconomic terms, in the marriage market they have different statuses. Finally, I excluded the Indian and Asian racial groups because they represent a small part of the population. In some regions there is no Indian or Asian population, which would compromise the use of the racial distribution of a local marriage market.

Loglinear Approach

I used loglinear models in order to analyze the possible association between the local marriage market (mesoregions) and a spouse's racial distribution, following the previous work conducted by Harris and Ono (2005). Loglinear models can be compared to ordinary least squares regressions, in the sense that the models estimate a parameter for the row variable, the column variable, and interaction effects between these variables for each cell in the table. The row and the column effects are considered to be main effects and the interaction effects are considered to be joint effects that describe how the main effects are related to each other. The objective is to best describe the association between the variables in a more parsimonious way (Goodman 1970, 1972). The main difference is that in loglinear models, a specification of dependent and independent variables does not necessarily exist, and all variables in the model are categorical. The outcome is the frequency of each cell. When it is possible to differentiate independent and dependent variables, the loglinear model can be converted into a logit or linear logistic response model (Fienberg, 2007)

The models I present follow the work done by Harris and Ono (2005). The first model is the independence model. This model states that there is no association among the variables (wives' race, husbands' race and mesoregions). The main objective is to establish a baseline to which the adjustment of the other model can be compared, so if the models with the interaction terms better describe the data the assumption of independence is not corroborated. Considering F as the fitted frequency for each cell, $i=1$ or 2 refers to husband's race; $j=1$ or 2 refers to wife's race and $k=1$ to 137 refers to mesoregions and β^M indicates the market's parameters, β^H and β^W are husband's race and wife's race parameters. The equation of the independence model is as follow:

$$\ln\left(\frac{F_{ijk}}{F_{ijk}}\right) = \beta_{0jk} + \beta_{ijk}^H X_i + \beta_{ijk}^W X_j + \beta_{3ij}^M X_k \quad (1)$$

In the second model, an interaction term between husband's and wife's race is included, represented by β^{HM} . This term means that the spouse's race is associated to the individual's own race. For instance, the interaction between black/black might be higher than an interaction between black/white because a black person is more likely to marry a black spouse than a white spouse. Because there is no interaction with the mesoregions, this model reflects the usual assumption of independence between the local marriage market characteristics and spouses' characteristics, or a similarity of all local marriage markets. The model is represented by Equation 2:

$$\ln\left(\frac{F_{ijk}}{F_{ijk}}\right) = \beta_{0jk} + \beta_{ijk}^H X_i + \beta_{ijk}^W X_j + \beta_{3ij}^M X_k + \beta_{4k}^{HW} \theta_{ij} \quad (2)$$

In the third model, two interaction terms are added. One term is added between husband's race and mesoregion and one between wife's race and local marriage market,

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2017

pp. 113-140

121

*Space and
Interracial
Marriage:
How Does
the Racial
Distribution
of a Local
Marriage
Market
Change
the Analysis
of Interracial
Marriage
in Brazil?*

Maria
Carolina
Tomás

represented by β^{HM} and β^{WM} , respectively. These two terms reflect eliminating the assumption of combining all marriage markets, meaning that there is an interaction between the racial distribution of a local marriage market and the person someone chooses to marry (or his/her spouse's race). The inclusion of these two terms also assumes that the marriage markets are different and that this difference is important to be considered. The hypothesis being tested is whether it is necessary or unnecessary to consider local marriage market racial distribution for calculating homogamy-heterogamy rates. In other words, I seek to determine if model 3 is actually better than model 2.

$$\ln\left(\frac{F_{ijk}}{F_{ijk}}\right) = \beta_{0jk} + \beta_{1jk}^H X_i + \beta_{2ik}^W X_j + \beta_{3ij}^M X_k + \beta_{4ik}^{HW} \theta_{ij} + \beta_{5j}^{HM} \theta_{ik} + \beta_{6i}^{WM} \theta_{jk} \quad (3)$$

In sum, the models represent the main concern of this article: the interaction between the race of a husband and wife (equation 2) and how race is affected when an interaction term is added between the husband's race and mesoregion and between the wife's race and mesoregion (equation 3). Contemplating an interaction is the same as thinking about non independence. The main objective of using interaction terms is to analyze whether or not the variables, in this case a couple's race and mesoregion, have or do not have a joint distribution. In other words, the objective is to determine whether the racial pairing depends on the local racial distribution.

The coefficient of the loglinear model is the natural logarithm of the ratio of the observed value and its predicted value, called the log odds ratio. A positive coefficient means that there are more unions in the specific table cell compared to how many there would be in cases where unions were randomly assigned. A negative coefficient means that there are fewer unions than if the spouse's characteristics were independent. In other words, a positive coefficient indicates that the probability of marrying a brown or black person is greater than a marriage with a white spouse (reference category). If the coefficient refers to an interaction term and is positive it shows that the married between the racial groups, for instance, a black wife and a brown husband, or a brown wife and a brown husband, are more likely than the marriage between a white wife and a white husband. The coefficients can be expressed by the odds ratio e^β or as percentages $1-e^\beta$. Therefore, the odds ratio allows us to interpret each logit as the odds of marrying a black or a brown spouse as opposed to a white spouse (reference category). The white category is the baseline, which means that this category's coefficients are equal to zero.

Using the interaction terms between a husband's and a wife's race, we can calculate the homogamy-heterogamy rates. The homogamy-heterogamy rates are odds ratios. This means that the rates indicate whether intraracial union is more or less likely than interracial marriage. An odds ratio is the ratio of the odds of an outcome occurring within a group compared to another group. In this case, I seek to determine the odds of an intraracial union happening in two specific racial groups compared to the chance that an interracial union between these two racial groups will occur. Because white is the omitted category in the analysis, all loglinear coefficients for whites will be equal to "0," and the exponentiated coefficients will be equal to "1." As a result, homogamy-heterogamy odds ratios for white/black and white/brown marriages can be expressed as

$$\exp \beta_{h=2, w=2}^{WH}, \exp \beta_{h=3, w=3}^{WH}$$

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2017

pp. 113-140

122

*Space and
Interracial
Marriage:
How Does
the Racial
Distribution
of a Local
Marriage
Market
Change
the Analysis
of Interracial
Marriage
in Brazil?*

Maria
Carolina
Tomás

Odds ratios larger than 1 indicate a greater likelihood of intraracial marriage as opposed to interracial marriage. The equation for calculating the homogamy-heterogamy rates is below and follows the course established by Powers and Xie (2000).

$$\frac{\left[\exp(\beta_{i=1, j=1}^{WH}) * \exp(\beta_{i=2, j=2}^{WH})\right]}{\left[\exp(\beta_{i=1, j=2}^{WH}) * \exp(\beta_{i=2, j=1}^{WH})\right]} \quad (4)$$

One example that demonstrates this equation is a coefficient of black/brown equal to 1.7, a coefficient of brown/black equal to 1.99, a coefficient of black/black equal to 4.76, and a coefficient of brown/brown equal to 2.57. The odds ratio (or homogamy-heterogamy rates) is

$$\frac{\exp(4.76) * \exp(2.57)}{\exp(1.7) * \exp(1.99)} = 38.32$$

This result indicates that intraracial unions among blacks and among browns (black/black or brown/brown marriages) are 38.32 more likely to happen than interracial unions (browns marrying blacks).

In order to analyze the model adjustment or judge to what extent model 3 is better than model 2, I report the Likelihood-Ratio Chi-Square Statistic (L^2), the Pearson Chi-Square Statistic (X^2), and the Bayesian Information Criterion (BIC) for each model. The first two measures follow the Chi-Square distribution and in order to choose the better model it is necessary to consider the difference in degrees of freedom from the compared models and judge this difference against the Chi-Square distribution. When analyzing the BIC, a more negative BIC indicates a better model (Raftery, 1995). A better model means that it is the most appropriate model given the data. In other words, it is the model that best describes the data.

Results and Discussion

Descriptive Analysis

The final sample represents 454,616 couples, in which both spouses were between 20 and 34 years of age in 1991, and 492,957 couples, who were also between this same age range, in 2000. Most of these couples were in racially endogamous unions: 75.43 percent in 1991 and 68.89 percent in 2000. White-white couples made-up the majority of these unions, representing 43.85 percent of all couples in 1991 and 39.97 percent of all couples in 2000. Among interracial couples, the white/brown union represented the majority (Table 1).

An important regional difference³ emerges in terms of racial distribution. Table 2 shows that in the South a little more than 80 percent of the population was white in 1991 and in 2000, whereas in the North, where there are fewer whites, about 70 percent were brown in 1991 and 64.82 percent were brown in 2000. The region with a more balanced distribution between whites and nonwhites is the Central area of Brazil. There are a few

3 For a better understanding of the Brazilian geographical configuration refer to Figure 1A and Table 1A in the annexes to clarify the location of each mesoregion in the regions in Brazil.

more white wives than white husbands, which points to a gender asymmetry in terms of more white women marrying nonwhite spouses than white men.

Table 1
Distribution of the racial composition of couples, Brazil, 1991 and 2000

Couples	1991		2000	
	N	%	N	%
Total	454,616	100	492,957	100
Mixed race couples	111,718	24.57	153,349	31.11
Black/Brown	12,020	2.64	17,490	3.55
White/Brown	91,283	20.08	117,452	23.83
White/Black	8,415	1.85	18,407	3.73
Same race couples	342,898	75.43	339,608	68.89
Black-Black couples	9,911	2.18	12,490	2.53
Brown-Brown couples	133,632	29.39	130,064	26.38
White-White couples	199,355	43.85	197,054	39.97

Data source: Census 1991 and 2000.

Table 2
Racial distribution of wives, husbands, and population by regions, Brazil, 1991 and 2000

	1991					2000				
	North	Northeast	Southeast	South	Central	North	Northeast	Southeast	South	Central
Wive's Race										
White	27.00	29.40	65.90	86.19	49.63	30.42	33.99	62.69	84.75	50.01
Brown	70.14	66.02	29.37	11.50	47.97	65.07	59.07	31.47	11.92	45.83
Black	2.86	4.58	4.74	2.31	2040	4.51	6.94	5.85	3.34	4.15
Husband's Race										
White	24.14	25.64	62.16	83.35	46.18	28.40	31.20	59.45	82.60	47.72
Brown	72.03	68.53	32.10	13.85	50.66	65.28	60.25	33.16	13.44	47.03
Black	3.83	5.83	5.74	2.79	3.17	6.32	8.55	7.39	3.96	5.25
Population's Race										
White	22.34	26.34	62.64	82.78	46.59	27.95	32.76	62.29	83.64	49.77
Brown	72.78	67.80	30.4	13.64	49.28	64.82	59.07	30.24	12.02	44.18
Black	3.40	5.67	5.98	3.06	3.24	5.23	7.67	6.60	3.59	4.72

Data source: Census 1991 and 2000.

Table 3 presents the analysis of the distribution of interracial couples among the mesoregions. Because there are more than one hundred regions, the table shows only the maximum, the minimum and the average proportion, so the mesoregions are identified in the text. In Vale do Itajai (Santa Catarina), only 4.30 percent of unions are interracial in 1991. On the other hand, in Central Potiguar (Rio Grande do Norte) 35.54 percent of the couples are mixed race in 1991. It is worth highlighting that Vale do Itajai is in the South,

RELAP
Año 11
Número 21
Segundo semestre
Julio a diciembre de 2017
pp. 113-140

124
Space and Interracial Marriage: How Does the Racial Distribution of a Local Marriage Market Change the Analysis of Interracial Marriage in Brazil?
Maria Carolina Tomás

where most of the population is white, and Central Potiguar is in the Northeast region, where there is a concentration of blacks and browns in Brazil. In 2000, the lowest percentage of interracial unions was in Sul Catarinense (6.63 percent) and the highest was in Baixadas (40.88 percent), which is in Southeast region, where there are also more browns and blacks than in the South.

The white/black couples range from zero (Norte do Amapá) to 4.93 percent (Centro Fulminenses) in 1991, the average proportion for this period was 1.7 percent; and it ranged from 1.35 percent (Sertão Sergipano) to 7.42 percent (Baixadas) in 2000, with an average of 7.42 percent. When comparing unions between whites and browns one can observe that in 1991 the minimum was 2.94 percent (Sul Catarinense) and the maximum was 32.74 percent (Pantanaís Sul Mato Grossense). These proportions are much higher than for black/white couples. The percentage of black/black couples in 1991 ranged from zero (Norte do Amapá -North) to 8.08 percent (Centro-Fluminense) and in 2000, the variation was from 0.51 percent (Centro Oriental Paranaense) to 11.33 percent (Metropolitana de Salvador). In contrast, for white/white couples in 1991, the minimum was 2.45 percent in Norte Amazonense and the maximum was 94.11 percent in Vale do Itajaí, located in the South of Brazil. In 2000, the minimum was 4.76 percent (Norte Amapá) and the maximum was 94.11 percent (also in Vale do Itajaí). The increase of white/black couples was much higher than any other mixed race couples.

The changes over time (1991–2000) were not the same for all groups. Considering the average proportion, same race couples decreased from 74.96 percent in 1991 to 68.83 percent in 2000. Brown/brown and white/white couples decreased to 14.81 percent and 3.33 percent respectively. However, the average proportion of black/black couples increased to 21.4 percent. The proportions of all mixed race couples increased-white/black (107.38 percent); followed by black/brown (33.22 percent); and white/brown (only 16.63 percent).

Table 3
Minimum, maximum, and mean proportion of unions in mesoregions by couple's races. Brazil, 1991 and 2000

Couples		1991	2000	Couples		1991	2000
Mixed race	min	4.30	6.63	Same race	min	64.46	59.12
	max	35.54	40.88		max	95.70	93.37
	mean	25.04	31.17		mean	74.96	68.83
Black/Brown	min	0.14	0.18	Black/Black	min	0.00	0.51
	max	12.37	16.02		max	8.08	11.33
	mean	2.54	3.38		mean	1.98	2.41
White/Black	min	0.00	1.35	Brown/Brown	min	1.12	1.18
	max	4.93	7.42		max	86.53	74.57
	mean	1.70	3.53		mean	35.93	30.61
White/Brown	min	2.94	3.73	White/White	min	2.45	4.76
	max	32.74	33.87		max	94.11	90.66
	mean	20.80	24.26		mean	37.04	35.81

Data source: Census 1991 and 2000.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo semestre

Julio
a diciembre
de 2017

pp. 113-140

125

Space and Interracial Marriage: How Does the Racial Distribution of a Local Marriage Market Change the Analysis of Interracial Marriage in Brazil?

Maria Carolina Tomás

These descriptive results confirm the importance of considering geographical differences when analyzing interracial marriage in Brazil. In the following section, I discuss the results of the loglinear models. It is worth highlighting that where there is a concentration of whites, the interracial marriage rates are lower. Both, racial tolerance and population composition or exposure, can be the explanation, however it is clear that local racial distribution play an important role, a good example is how small is the white/black union in the North area, but is also the place with lower rates of black/black marriages.

Loglinear models

Table 4 shows the adjustment measures for the three models in order to analyze which one better adjusts to the data. The main conclusion is that the third model (that includes two interaction terms: one between a wife's race and mesoregion, and the other between a husband's race and mesoregion) has a better fit in both 1991 and 2000. This result indicates that a spouse's race and the local marriage market are associated, which reassures the importance of considering the local marriage market racial distribution when analyzing the partner choice process. Considering the difference in the degrees of freedom (1088-544=544) and the critical chi-squared test (599.37 for alpha=0.05) the L² and the X² are statistically significant. This means that the third model is more effective than the second model. Moreover, the BIC is negative for the third equation. As a result of the fact that the coefficients of model three are significant and statistically different from the second model,⁴ the statement can be made that local racial characteristics influence the level of intermarriage. This information indicates that the assumption that there is only one national marriage market, which is made in equation 2, is not correct, but I will present the results of both models (2 and 3) for comparison.

Table 4
Adjustment measures for all models. Brazil, 1991 and 2000

Models	1991			2000		
	L2	X2	BIC	L2	X2	BIC
{H} {W} {M}	352937	532702	338711,021	286078	400926	271764
{HW} {M}	169899	160657	155726	152490	146440	138229
{HW} {HM} {WM}	4448	4558	-2639	4377	4469	-2753

Data source: Census 1991 and 2000.

In table 5, I present the coefficients (log odds ratios) for models 2 and 3 for both periods. The coefficients are the increase in the log of the predicted frequency, taking, for example, the result for black/black couples of model 2 in 2000, 3.393 it means that a black/black couple about 3.4 times more likely to happen than a white/white couple (reference). The odds ratio, representing the homogamy-heterogamy rates, at the bottom of the table for each year, indicate whether a union between two racial groups, black and brown for instance, is more likely to be homogamous, meaning between black and black or brown and brown, or heterogamous. I also included the difference in the odds ratio for models 2

4 All coefficients were tested and are statistically different at the one percent level. The interaction between a brown woman and a black man in 1991 is the only coefficient that is statistically significant at the five percent level.

and 3 in order to better understand how the inclusion of the interaction terms changes the interpretation of the homogamy-heterogamy rates.

By analyzing this table, I find that in 1991 unions involving whites and blacks are nearly nine times more likely to be homogamous than marriages among whites and browns (116.98 versus 13.105). When the local racial distribution is considered this difference is 11.5 times more likely (85.89 versus 7.45). In 2000, whites and blacks were about four times more likely to be homogamous and 4.6 times more likely when considering the spouse's racial distribution. These results confirm that whites prefer to marry a brown spouse as opposed to a black spouse, although blacks and brown are socially and economically closer. Browns seem to be in an intermediary position within the marriage market. Moreover, endogamy is more pronounced at the end of the color spectrum, among blacks and among whites (Berquó, 1987; Longo, 2011; Silva, 1987; Telles, 2004).

Changes over time are also important. Comparing both periods, it is clear that the differences are smaller in 2000, except for white/black couples that have a little higher difference. This result can be explained by more homogeneity of the population across regions or a decrease in the importance of local marriage market characteristics over time, for black/brown and white/brown couples. Despite the decrease over time, the rates between model 2 and model 3 are still very different, meaning that local racial distribution is still important for explaining intermarriage in Brazil. The results also confirm the descriptive analysis by showing that, between 1991 and 2000, the proportion of black/white couples increased much more than the proportion of brown/white couples. Moreover, this increase seems to be due to changes in cultural norms because the difference from equation 2 to equation 3 was not drastic between 1991 and 2000, like in the case of white/brown couples. It may raise the hypothesis of influence of racial declaration across Census. There is actually an increase in the difference for black/white homogamy-heterogamy rates, meaning that the differences over time depend more on racial distribution.

The overall results point to the importance of local marriage markets but since homogamy is more common than heterogamy, especially when considering blacks, social distance also plays an important role in Brazil. The changes in 2000 show that local racial distribution has decreased importance while racial tolerance may have increased over time, or that the differences may also be an effect of racial classification changes, as analyzed by Miranda (2017). Furthermore, these results strongly suggest that intermarriages rates have been overestimated in past research because of the lack of consideration of racial composition in the local marriage market. However, it is worth noting that the adoption of a different concept of the marriage market would likely change the results, which does not mean that the substantive conclusions would be altered. In sum, the differences in homogamy-heterogamy rates between models 2 and 3 are all negative (see Graph 1), which specifies that after taking into account the local racial distribution of husbands and wives, the odds ratios of marrying homogamously compared to marrying heterogamously are lower.

The main importance of these results is the fact that racial distribution which is an indicator of opportunities and constraints in the marriage market reduces in 15.3 to 43 percent (depending on the year and spouses' race). Therefore, although it does not fully explain the rates it is an important explicative factor to be considered. It is also worth noting that other local characteristics need to be added in order to better understand interracial marriage in Brazil, moreover the differences among the couples show that

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2017

pp. 113-140

127

*Space and
Interracial
Marriage:
How Does
the Racial
Distribution
of a Local
Marriage
Market
Change
the Analysis
of Interracial
Marriage
in Brazil?*

Maria
Carolina
Tomás

different factors, such as tolerance, influence differently the racial pairings, also the racial distribution is not random in the country being also affected by cultural and social factors. Changes over time demonstrate a decrease of importance of local racial distribution and higher racial tolerance and also may indicate differences in racial classification. These highlight the importance of the documentation of more recent data.

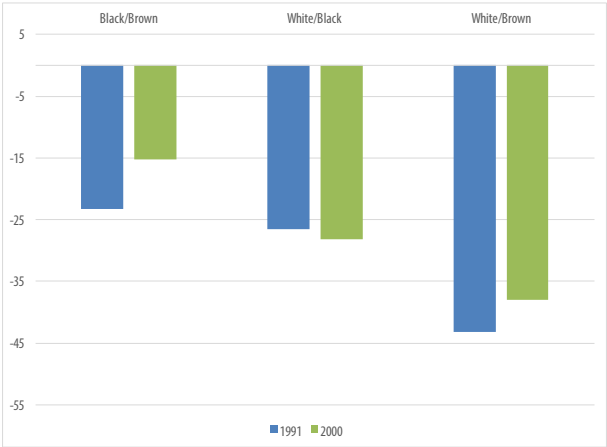
Table 5
Loglineare results for the interaction between husband's and wife's race. Brazil, 1991 and 2000

	1991		2000			
	Model 2	Model 3	Model 2	Model 3		
Log odds ratios						
Black*Black	4,762	4,453	3,393	3,063		
Black*Brown	1,696	1,427	0,975	0,673		
Brown*Black	1,993	1,652	1,321	0,981		
Brown*Brown	2,573	2,008	2,014	1,536		
Odds Ratio	Difference (%)			Difference(%)		
Black/Brown	38,321	29,430	-23,203	22,443	19,011	-15,295
White/Brown	13,105	7,448	-43,164	7,493	4,646	-37,998
White/Black	116,980	85,884	-26,582	29,755	21,392	-28,108

Data source: Census 1991 and 2000.

Graph 1

Differences in homogamy-heterogamy rates between equation 2 and equation 3. Brazil, 1991 and 2000 (%)



Data source: Census 1991 and 2000.

Note: All differences are negative, which indicates that there is a decrease in the homogamy-heterogamy rate after considering the interaction between the racial compositions of the local marriage market.

Local Marriage Market Differences

The main results discussed previously showed that overall the inclusion of the interaction terms between spouses' race and mesoregions has a statistically significant impact on how to interpret interracial marriage rates in Brazil. In addition, it is important to investigate if including these interaction terms is significant for all mesoregions or only for a select group of them. In order to answer this question, I calculated the homogamy-heterogamy rates for each mesoregion and tested whether each result was statistically significant different from zero. Figure 1 shows the distribution of these rates. Values around zero indicate that there is no significant difference from model 2 and model 3 in a specific local marriage market. If this result occurs, the effect of the racial distribution is not important in that specific area. There are few mesoregions where the homogamy-heterogamy rates are not statistically different from zero. In 1991 these areas include: Norte do Amapá (North region) for all three types of couples; Litoral Sul Paulista (Southeast Region) and Sudeste Paranaense (South region) for brown/black couples; and Norte Amazonense (North region) for white/black couples; note that most of these mesoregions are in the North region, where there is a concentration of browns. For 2000, the areas where the homogamy-heterogamy rates are not statistically significant are: Norte Amazonense for black/brown couples; and Sul de Roraima for black/brown and white/black couples; and both mesoregions in the North region. The main message from this result is that racial distribution is not an important factor to explain interracial marriage in some areas, especially some mesoregions in the North of the country. Knowing that the rates are not random the explanation in these areas may be more a factor of local cultural and historical values. These cases are exceptions and not the rules. Therefore, the main message that can be derived from figure 1 is that, with very few exceptions, the consideration of the local distribution of spouses' race is statistically significant for each mesoregion.

Figure 2 presents the same information of figure 1. the homogamy-heterogamy rates for each racial combination and each time period, in form of maps. Lighter colors indicate lower rates and darker colors specify higher values. It is important to remember that homogamy-heterogamy rates are odds ratios which indicate whether intraracial marriages are more or less likely than interracial unions. The main result is that clusters emerge from the data. The South region is a good example of this because in this area rates tend to be higher than in the rest of the country for all three racial combinations during both periods. The South region is where whites are concentrated. Another area that stands out is the North region, where there are also higher rates of concentration. Another interesting result from the map is the fact that brown/white couples are the ones with lower odds ratio in the whole country. The main message from figure 2 is that marriages between whites and browns are better accepted in Brazil, although in the South region seems to have some resistance to it, not explained by the racial composition of the population. Overall the ratios are lower between 1991 and 2000, confirming the previous results that there is an increase of interracial marriage over time.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2017

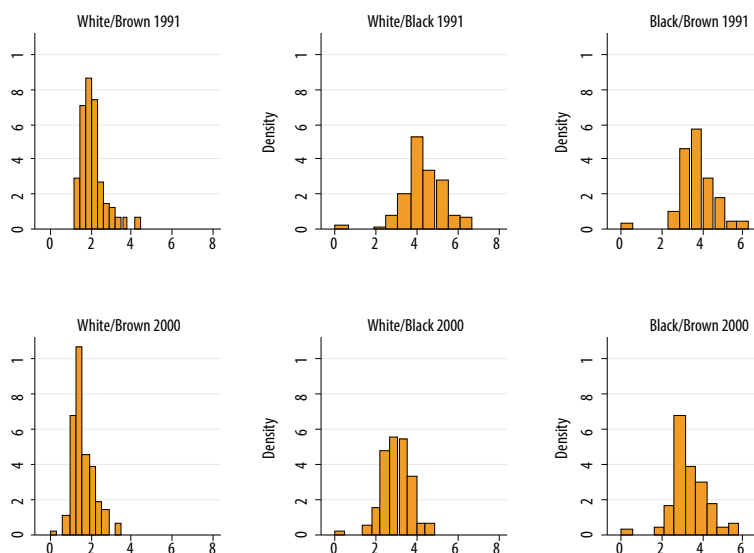
pp. 113-140

129

*Space and
Interracial
Marriage:
How Does
the Racial
Distribution
of a Local
Marriage
Market
Change
the Analysis
of Interracial
Marriage
in Brazil?*

Maria
Carolina
Tomás

Figure 1
Histograms of the log odds by interracial union. Brazil, 1991 and 2000



Data source: Census 1991 and 2000.

Note: values equal zero are not statistically significative.

In order to assess whether the differences among the mesoregions are statistically significant. I tested whether the rate for each mesoregion is different from the average level. This test is very important because if all of the areas have the same difference, the results would suggest that although the homogamy-heterogamy rates, when considering the local racial distribution, differ from zero, they are the same throughout the country. Rates that do not differ from each other, suggest that other possible explanations, besides local racial distribution, are the same everywhere. On the other hand, if there are statistically significant differences among the mesoregions, the explanations and preferences within the marriage market are also different between the local marriage markets, since the model considers the racial composition. This indicates that an investigation about what these differences are would be worth for future research. Figure 3 presents the maps with results for values statistically significant below the average, equal to the average, and above the average. The averages are specific for each type of couple for each year. If the value is below the average, this means that there are more mixed unions than the average. Values above the average level indicate that there are fewer interracial unions than the average.

The main results show that most areas have rates equal to the average. However, there are some important clusters, especially in the South region. These clusters refer to white/brown and white/black couples in 1991 and 2000, and black/brown couples in 1991. The values that are below the average are more dispersed throughout the country, with some evidence of clustering in the Central and Northeast regions for white/brown couples during both periods. Although some important differences arise from the analysis, it is worth noting that the values of the homogamy-heterogamy rates are close to each other. The lowest values are approximately two and the highest are about five. In some cases, such as for white/brown couples in 2000, the range is even smaller 1.35 to 3.5. Therefore, although the differences are statistically significant they may not necessarily be large.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2017

pp. 113-140

130

*Space and
Interracial
Marriage:
How Does
the Racial
Distribution
of a Local
Marriage
Market
Change
the Analysis
of Interracial
Marriage
in Brazil?*

Maria
Carolina
Tomás

The results point to important issues when analyzing intermarriage. First, the importance of considering the racial composition of local marriage markets, this is very consistent though the whole analysis of this article. It is worth highlighting that the differences in the homogamy-heterogamy rates are all lower 50%, in most cases the explanation is lower than 30%. meaning that most of the difference is not capture by population racial composition. The case with higher explanation is the white/brown couple in both periods, and the lowest explanation is among the brown/black unions Second, from figures 1 and 2 the South region stands out, as well as part of the North region. In these areas other variables may be even more important than population racial composition for explaining interracial unions' rates, such as racial tolerance. Telles (1993) also found more differences in these regions, highlighting the lower black/white marriages and brown/black relations in the Northeast and frontier regions; part of the explanation is the industrialization level, although it does not explain the higher social distance between whites and blacks in the South region. And third, the fact that unions between whites and browns are more accepted in all parts of Brazil, which may indicate a common cultural behavior towards this kind of relationship, moreover, this is the main symbol of intermarriage in Brazil.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2017

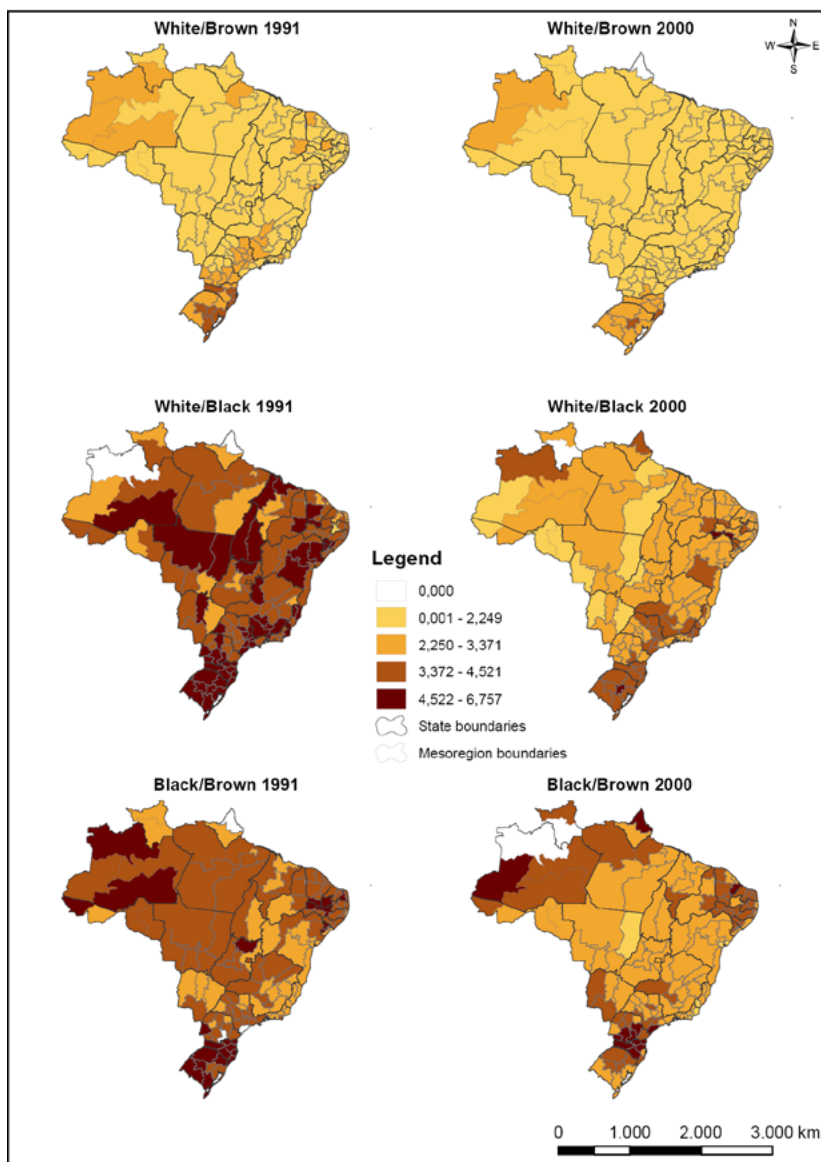
pp. 113-140

131

*Space and
Interracial
Marriage:
How Does
the Racial
Distribution
of a Local
Marriage
Market
Change
the Analysis
of Interracial
Marriage
in Brazil?*

Maria
Carolina
Tomás

Figure 2
Maps of the log odds for mesoregions by interracial unions. Brazil, 1991 and 2000



Projection: Latitude/Longitude Sistema de Referência Geocêntrico para as Américas (SIRGAS) 2000

Data source: Census 1991 and 2000.

Note: Places where the coefficient is not statistically significant are considered zero and are identified by white.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2017

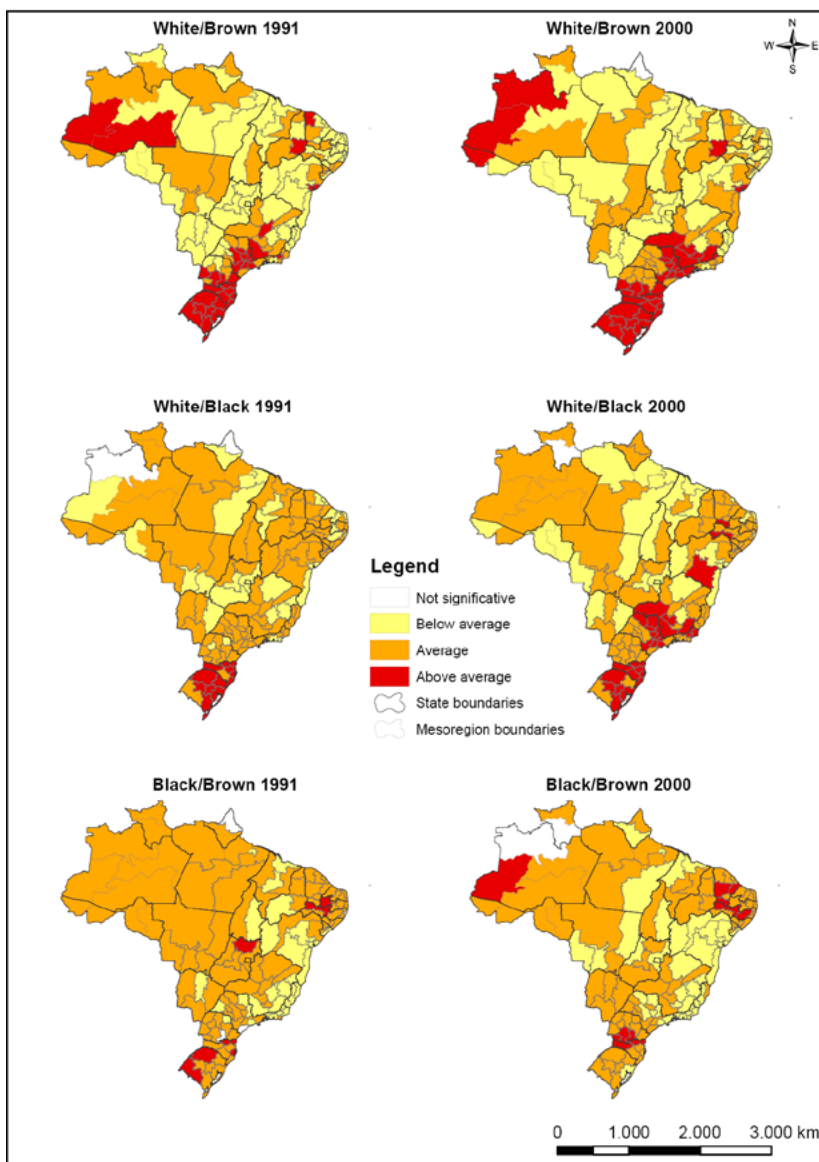
pp. 113-140

132

*Space and
Interracial
Marriage:
How Does
the Racial
Distribution
of a Local
Marriage
Market
Change
the Analysis
of Interracial
Marriage
in Brazil?*

Maria
Carolina
Tomás

Figure 3
Maps of the t-test for mesoregions by interracial unions. Brazil, 1991 and 2000



Projection: Latitude/Longitude SIRGAS 2000

Data source: Census 1991 and 2000.

Note: Places where the coefficient is not statistically significant are considered zero and are identified by white.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2017

pp. 113-140

133

*Space and
Interracial
Marriage:
How Does
the Racial
Distribution
of a Local
Marriage
Market
Change
the Analysis
of Interracial
Marriage
in Brazil?*

Maria
Carolina
Tomás

Final Comments

This article aimed to answer the question of whether it is important to consider local racial distributions when analyzing interracial marriage in Brazil. Racial distribution and racial classification vary across the country, and these differences influence the formation of interracial unions locally because of exposure, which affects opportunity in the sense of who people may find in their marriage market. It is also known that most people marry someone who lives nearby (Blau *et al.*, 1982; Lewis and Oppenheimer, 2000). Therefore, it is unreasonable to assume that everyone shares a national marriage market with the same likelihood of marrying or cohabiting with a person who lives within a close proximity versus someone who lives in a more distant location, as the national analyses have been doing. Another issue that needs to be considered is that it is not correct to assume that all local marriage markets have the same racial distribution, since it is already known that in the South of Brazil there is a concentration of whites and in the Northeast, concentration of blacks.

Given these reasons, this article analyzed local marriage markets, considering mesoregions as its definition. These are socially and economically homogeneous geographic areas that are constrained by a state's boundaries. It is difficult to establish an agreement between researchers of what constitutes a local marriage market. Therefore, I opted for a large area that would include the most important places where people find spouses and receive influence about whom to marry. These places include schools, residential neighborhoods, and places of work.

The results of the loglinear models show that when considering the interaction term between wives' race and mesoregion; and the interaction term between husbands' race and mesoregion, the homogamy-heterogamy rates drop 15.3 percent (black/brown - unions in 2000) and the change is even greater among white/brown couples in 1991; 43.16 percent, confirming the importance of considering local racial composition in the analyses of intermarriage. These results are similar to the ones found by Harris and Ono (2005) for the USA. They used Census data for 1990 and the national estimates of race effects on partnering decline by between 19 and 53 percent once controlled for the racial composition of local marriage markets, as opposed to the racial composition of the US. In this sense, the main conclusion is that without considering the local racial distribution, previous research has overestimated homogamy-heterogamy rates and overemphasized the role of racial boundaries and racial preferences in the marriage market. However, more than 50 percent of the difference between models 2 and 3 is not explained, suggesting that other local characteristics, such as racial tolerance may better explain the racial assortative mating process. Telles (1993) found that industrialization level helps to explain the rates. In addition, my analysis also noted that changes over time were important for explaining the higher increase of unions between whites and blacks than between whites and browns. This increase was due more to changes in cultural norms and racial composition. Between 1991 and 2000, there is a decrease in the difference of the homogamy-heterogamy rates from model 2 to model 3, except for white/black couples.

The analysis of the homogamy-heterogamy rates by mesoregion showed that, with very few exceptions, the consideration of the local racial distribution is important when evaluating local homogamy-heterogamy rates. There are also significant differences throughout the country. This means that there are notable regional differences, other than just racial composition, for explaining variation in intermarriage levels in Brazil. The

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2017

pp. 113-140

134

*Space and
Interracial
Marriage:
How Does
the Racial
Distribution
of a Local
Marriage
Market
Change
the Analysis
of Interracial
Marriage
in Brazil?*

Maria
Carolina
Tomás

South region stands out because that is where the homogamy-heterogamy rates are higher for any type of racial combination and for both periods, this result corroborates with the hypothesis that in the South, where there is a concentration of whites the social distance between whites and blacks and whites and browns are higher.

In conclusion, as was already noted by Telles (1993), although racial distribution largely influences interracial marriage rates, it does not fully explain regional differences and marriage is far from being random. Therefore, other factors contribute to a better understanding of the role of the marriage market. Moreover, it is worth highlighting that the changes over time indicate two important characteristics of the Brazilian marriage market that are very important to be further discussed: 1) a decrease of importance of the local racial distribution, which may be explained by differences in racial classification (Miranda, 2017) and/or changes in the marriage market, meaning that over time there is an increase in the use of social media networks for finding a spouse. Balistreri *et al.* (2017) have showed the increase of cross border marriages and documented how it affects age. this phenomenon may affect interracial marriage in Brazil, in the sense that people may find their spouse in a different state or even in a distinct country.

And. 2) the indication of an increase of racial tolerance, other studies have documented an increase in interracial marriage over time in Brazil (i.e.: Bailey, 2008; Heaton, 2010; Longo, 2011; Ribeiro and Silva, 2009). with a lower rate for marriages involving blacks, which indicates once more the preference and higher tolerance towards browns. Even this interpretation can also be mixed with possible racial reclassification across Census. Both characteristics show the importance of including more recent data, in order to verify these hypotheses and to localize this topic in a broader framework of social stratification, in the sense that marriage market is not an isolated entity in society, and that even the localization and concentration of racial groups in some specific areas are not a random event. Historical and cultural backgrounds need to be taken into account and in this sense the cultural norms, and racial distance or tolerance would have a more clear understanding.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2017

pp. 113-140

135

*Space and
Interracial
Marriage:
How Does
the Racial
Distribution
of a Local
Marriage
Market
Change
the Analysis
of Interracial
Marriage
in Brazil?*

Maria
Carolina
Tomás

Figure 1A
Brazilian geographical regions



Source: IBGE (http://www.ibge.gov.br/ibgeteen/mapas/imagens/brasil_regioes_gde.gif)

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2017

pp. 113-140

136

*Space and
Interracial
Marriage:
How Does
the Racial
Distribution
of a Local
Marriage
Market
Change
the Analysis
of Interracial
Marriage
in Brazil?*

Maria
Carolina
Tomás

Table 1A
Mesoregions by regions in Brazil

North	Northeast	Southeast	South	Central
	Norte Maranhense			
	Oeste Maranhense	Noroeste de Minas		
	Centro Maranhense	Norte de Minas		
	Leste Maranhense	Jequitinhonha		
	Sul Maranhense	Vale do Mucuri		
	Norte Piauiense	Triângulo Mineiro/Alto		
	Centro-Norte Piauiense	Paranaíba		
	Sudoeste Piauiense	Central Mineira		
	Sudeste Piauiense	Metropolitana de Belo	Noroeste Paranaense	
	Noroeste Cearense	Horizonte	Centro Ocidental	
	Norte Cearense	Vale do Rio Doce	Paranaense	
	Metropolitana de	Oeste de Minas	Norte Central	
	Fortaleza	Sul/Sudoeste de Minas	Paranaense	Pantaneais Sul
Madeira-Guaporé	Sertões Cearenses	Campo das Vertentes	Norte Pioneiro	Mato-grossense
Leste Rondoniense	Jaguaribe	Zona da Mata	Paranaense	Centro Norte de Mato
Vale do Juruá	Centro-Sul Cearense	Noroeste	Centro Oriental	Grosso do Sul
Vale do Acre	Sul Cearense	Espírito-santense	Paranaense	Leste de Mato Grosso
Norte Amazonense	Oeste Potiguar	Litoral Norte	Oeste Paranaense	do Sul
Sudoeste Amazonense	Central Potiguar	Espírito-santense	Sudoeste Paranaense	Sudoeste de Mato Grosso
Centro Amazonense	Agreste Potiguar	Central Espírito-santense	Centro-Sul Paranaense	do Sul
Sul Amazonense	Leste Potiguar	Sul Espírito-santense	Sudeste Paranaense	Norte Mato-grossense
Norte de Roraima	Sertão Paraibano	Noroeste Fluminense	Metropolitana de	Nordeste
Sul de Roraima	Borborema	Norte Fluminense	Curitiba	Mato-grossense
Baixo Amazonas	Agreste Paraibano	Centro Fluminense	Oeste Catarinense	Sudoeste
Marajó	Mata Paraibana	Baixas	Norte Catarinense	Mato-grossense
Metropolitana de Belém	Sertão Pernambucano	Sul Fluminense	Serrana	Centro-Sul
Nordeste Paraense	São Francisco	Metropolitana do Rio de	Vale do Itajaí	Mato-grossense
Sudoeste Paraense	Pernambucano	Janeiro	Grande Florianópolis	Sudeste Mato-grossense
Sudeste Paraense	Agreste Pernambucano	São José do Rio Preto	Sul Catarinense	Noroeste Goiano
Norte do Amapá	Mata Pernambucana	Ribeirão Preto	Noroeste Rio-grandense	Norte Goiano
Sul do Amapá	Metropolitana de Recife	Araçatuba	Nordeste Rio-grandense	Centro Goiano
Ocidental do Tocantins	Sertão Alagoano	Bauru	Centro Ocidental	Leste Goiano
Oriental do Tocantins	Agreste Alagoano	Araraquara	Rio-grandense	Sul Goiano
	Leste Alagoano	Piracicaba	Centro Oriental	Distrito Federal
	Sertão Sergipano	Campinas	Rio-grandense	
	Agreste Sergipano	Presidente Prudente	Metropolitana de Porto	
	Leste Sergipano	Marília	Alegre	
	Extremo Oeste Baiano	Assis	Sudoeste Rio-grandense	
	Vale São-Franciscano	Itapetininga	Sudeste Rio-grandense	
	da Bahia	Macro Metropolitana		
	Centro Norte Baiano	Paulista		
	Nordeste Baiano	Vale do Paraíba Paulista		
	Metropolitana de	Litoral Sul Paulista		
	Salvador	Metropolitana de São		
	Centro Sul Baiano	Paulo		
	Sul Baiano			

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2017

pp. 113-140

137

*Space and
Interracial
Marriage:
How Does
the Racial
Distribution
of a Local
Marriage
Market
Change
the Analysis
of Interracial
Marriage
in Brazil?*

Maria
Carolina
Tomás

Acknowledgments

The author is grateful to Professors Michael Hout, Kenneth Wachter, Jane Mauldon and Bernardo Lanza for reading and commenting previous drafts, and to the two anonymous reviewers who made important contributions.

The research was funded by CAPES/Fulbright (PhD Fellowship - Process 2789-06-0).

References

- ANGRIST, J. (2002). "How Do Sex Ratios Affect Marriage and Labor Markets? Evidence From America's Second Generation". *The Quarterly Journal of Economics*, 117 (3): 997-1038.
- BAILEY, S. R. (2008). "Unmixing for Race Making in Brazil". *American Journal of Sociology*, 114 (3): 577-614.
- BALISTRERI, K. S.; JOYNER, K., & KAO, G. (2017). "Trading Youth for Citizenship? The Spousal Age Gap in Cross-Border Marriages". *Population and Development Review*, 43: 443-466.
- BERQUÓ, E. (1987). "Nupcialidade da População Negra no Brasil". *Coleção Textos Nepo*, 11: 8-47.
- BLACKWELL, D. L. & LICHTER, D. T. (2004). "Homogamy Among Dating, Cohabiting, and Married Couples". *The Sociological Quarterly*, 45 (4): 719-737.
- BLAU, P. M.; BLUM, T. C. & SCHWARTZ, J. E. (1982). "Heterogeneity and Inter-marriage". *American Sociological Review* 47 (1): 45-62, available at: <<http://www.jstor.org/stable/2095041>>. accessed: 21/12/2017.
- BLOSSFELD, H.-P. & TIMM, A. (2003). *Who Marries Whom? Educational Systems As Marriage Markets in Modern Societies*. Norwell: Kluwer Academic Publishers.
- DEGLER, C. N. (1971). *Neither Black Nor White: Slavery and Race Relations in Brazil and the United States*. Madison: University of Wisconsin Press.
- FIENBERG, S. E. (2007). *The Analysis of Cross-Classified Categorical Data*. New York: Springer.
- FRAZIER, E. F. (1942). "Some Aspects of Race Relations in Brazil". *Phylon*, 3 (3): 249+287-295, available at: <<http://www.jstor.org/stable/271327>>, accessed: 21/12/2017.
- FREIDEN, A. (1974). "The United States Marriage Market". *Journal of Political Economy*, 82 (2): S34-S53.
- GOODMAN, L. A. (1970). "The multivariate analysis of qualitative data: interactions among multiple classifications". *Journal of the American Statistical Association*, 65 (329): 226-256.
- (1972). "A modified multiple regression approach to the analysis of dichotomous variables". *American Sociological Review*, 37 (1): 28-46, available at: <<http://www.jstor.org/stable/2093491>>, accessed: 21/12/2017.
- HARRIS, D. R. & ONO, H. (2005). "How many interracial marriages would there be if all groups were of equal size in all places? A new look at national estimates of interracial marriage". *Social Science Research*, 34 (1): 236-251.
- HEATON, T. (2010). "Changing Intergroup Boundaries in Brazilian Marriages: 1991-2000", in *PAA Annual Meeting*. Dallas: Princeton University, available at: <<http://paa2010.princeton.edu/papers/100623>>, accessed: 21/12/2017.
- HOLMLUND, H. (2006). "Intergenerational Mobility and Assortative Mating. Effects of an Educational Reform". *DIVA Portal*, available at: <<http://www.diva-portal.org/smash/get/diva2:500068/FULLTEXT01.pdf>>, accessed: 21/12/2017.
- KALMIJ, M. (1994). "Assortative Mating by Cultural and Economic Occupational Status". *The American Journal of Sociology*, 100 (2): 422-452.
- (1998). "Inter-marriage and homogamy: causes, patterns, trends". *Annual Review of Sociology*, 24: 395-421.

- LEWIS, S. K. & OPPENHEIMER, V. (2000). "Educational Assortative Mating across Marriage Markets: Non-Hispanic Whites in the United States". *Demography*, 37 (1): 29-40.
- LONGO, L. A. FERREIRA DE BARROS (2011). *Unões intra e inter-raciais, status marital, escolaridade e religião no Brasil: um estudo sobre a seletividade marital feminina. 1980-2000*. PhD Dissertation, Minas Gerais: CEDEPLAR/UFMG.
- MARE, R. D. (1991). "Five Decades of Educational Assortative Mating". *American Sociological Review* 56 (1): 15-32, available at: <<http://www.jstor.org/stable/2095670>>, accessed: 21/12/2017.
- MINNESOTA POPULATION CENTER (2011). *Integrated Public Use Microdata Series. International: Version 6.1 [Machine-readable database]*, Minneapolis: University of Minnesota.
- MIRANDA, V. (2015). "A resurgence of black identity in Brazil? Evidence from an analysis of recent censuses". *Demographic Research*, 32: 1603-1630, doi: 10.4054/DemRes.2015.32.59.
- PETRUCCCELLI, J. L. (2001). "Seletividade por cor e escolhas conjugais no Brasil dos 90". *Estudos Afro-Asiáticos*, 23 (1): 29-51, available at: <<http://www.scielo.br/pdf/%0D/ea/v23n1/a02v23n1.pdf>>, accessed: 21/12/2017.
- POSEL, D. & CASALE, D. (2013). "The relationship between sex ratios and marriage rates in South Africa The relationship between sex ratios and marriage rates in South Africa". *Applied Economics*, 45 (5): 37-41.
- POWERS, D. A. & XIE, Y. (2000). *Statistical Methods for Categorical Data Analysis*. New York: Academic Press.
- QIAN, Z. (1997). "Breaking Racial Barriers: Variations in Interracial Marriage between 1980 and 1990". *Demography*, 34 (2): 263-276.
- QUEIROZ, B. LANZA (2004). "The Impacts of Sex Ratios on Marriage Markets in The United States". in *PAA Annual Meeting*. Boston, available at: <<http://paa2004.princeton.edu/papers/40417>>, accessed: 21/12/2017.
- RAFTERY, A. E. (1995). "Bayesian Model Selection in Social Research". *Sociological Methodology*, 25: 111-163.
- RIBEIRO, C. A. COSTA (2017). "Contínuo racial. mobilidade social e 'embranquecimento'". *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, 32 (95).
- & SILVA, N. DO VALLE (2009). "Cor. educação e casamento: tendências da seletividade marital no Brasil. 1960 a 2000". *Dados*, 52 (1): 7-51.
- SCHWARTZMAN, F. L. (2007). "Does Money Whiten? in Intergenerational Changes in Brazil Racial Classification in Brazil". *American Sociological Review*, 72 (6): 940-963.
- SILVA, N. DO VALLE (1987). "Distância Social e Casamento Inter-Racial no Brasil". *Estudos Afro-Asiáticos*, 14: 54-83.
- SVARER, M. (2007). "Do Workplace Sex Ratios Affect Partnership Formation and Dissolution?". *The Journal of Human Resources*, 42 (3): 583-595.
- TELLES, E. E. (1993). "Racial Distance and Region in Brazil: Inter-marriage in Brazilian Urban Areas". *Latin American Research Review*, 28 (2): 141-162, available at: <<http://www.jstor.org/stable/2503581>>, accessed: 21/12/2017.
- (2004). *Race in Another America: The Significance of Skin Color in Brazil*. Princeton: Princeton University Press.
- & LIM, N. (1998). "Does it Matter Who Answers the Race Question? Racial Classification and Income Inequality in Brazil". *Demography*, 35 (4): 465-74.
- WEBER, M. (1978). *Economy and Society: An Outline of Interpretive Sociology*, 2. California: University of California Press.

RELAP

Ano 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2017

pp. 113-140

139

*Space and
Interracial
Marriage:
How Does
the Racial
Distribution
of a Local
Marriage
Market
Change
the Analysis
of Interracial
Marriage
in Brazil?*

Maria
Carolina
Tomás

El problema habitacional y su evolución reciente en la Región Metropolitana Buenos Aires: avances y retrocesos entre 2001 y 2010

*The housing problem and its recent evolution
in the Buenos Aires Metropolis:
Progress and setbacks, 2001-2010*

Albano Blas Vergara Parra¹
Universidad de Buenos Aires

Revista
Latino-
americana
de Población

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

Resumen

En el presente artículo se ofrece una contribución a los estudios de la problemática habitacional en la región metropolitana de Buenos Aires y su evolución reciente. En el trabajo se estima el déficit habitacional mediante las fuentes de información de los censos de 2001 y 2010, se caracteriza la evolución de la población con necesidades de vivienda a partir de su situación habitacional y se analiza la distribución territorial de los hogares con déficit habitacional. Se pone en evidencia que las mejoras habitacionales

Abstract

This article aims to study housing problems in the Buenos Aires Metropolis and recent evolution thereof. The study estimates the housing deficit using the 2001 and 2010 censuses, characterizes the evolution of the population with housing needs based on their housing situation and analyzes the settlement patterns and territorial distribution of households with housing deficit in the metropolitan region. The article shows that the housing improvements that occurred during 2001-2010 did not materialize homogeneously

141

*El problema
habitacional
y su evolución
reciente
en la Región
Metropolitana
Buenos Aires:
avances y
retrocesos
entre 2001 y
2010*

1 Doctor en Ciencias Sociales por la Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales (Flacso); magister en Historia Económica y de las Políticas Económicas Argentinas por la Universidad de Buenos Aires (UBA), y licenciado en Sociología (UBA). Es becario posdoctoral del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (Conicet) con sede en el Instituto Interdisciplinario de Economía Política de Buenos Aires (IIEP Baires) de la Facultad de Ciencias Económicas de la UBA y se desempeña como docente de grado en temas de demografía, mercado laboral y metodología de la investigación cuantitativa. Investiga temas de hábitat, desigualdad, demografía y mercado laboral en la Región Metropolitana de Buenos Aires. <albano.vergara@gmail.com>

ocurridas durante el período 2001-2010 no se materializaron de forma homogénea tanto en el conjunto de los hogares con déficit habitacional como tampoco en el conjunto del territorio. Si bien un análisis general sugiere una leve mejora durante el último decenio, al momento de descomponer los datos y desagregarlos espacialmente se observa el agravamiento de situaciones habitacionales en varios territorios y franjas de la población.

Palabras clave: Región metropolitana de Buenos Aires. Déficit habitacional. Condiciones sociohabitacionales

across all households with housing deficit, and did not materialize in all areas of the metropolitan region. Although the overall picture suggests a slight improvement over the last decade, when the data are disaggregated territorially, worsening housing situations are observed in several territories and population bands.

Keywords: Buenos Aires' metropolitan region. Housing deficit. Social Housing Conditions.

Recibido: 4/9/2017. **Aceptado:** 6/12/2017

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 141-166

142

*El problema
habitacional
y su evolución
reciente
en la Región
Metropolitana
Buenos Aires:
avances y
retrocesos
entre 2001 y
2010*

Vergara Parra

Introducción

La medición y estimación del déficit habitacional es una práctica muy extendida. Hay una diversidad de situaciones que van desde estudios muy detallados y precisos hasta estimaciones muy confusas, equívocas y superficiales (Celade, 1996). En Latinoamérica, la revisión de estudios enfocados en la estimación, medición y análisis de requerimientos habitacionales pone de manifiesto varias insuficiencias al respecto. Uno de los aspectos en los que se aprecian esta escasez e insuficiencia es en el campo del análisis de las interrelaciones entre necesidades de vivienda, familia, hogar y núcleo familiar. La literatura relativa a las estimaciones de déficit habitacional muestra una clara subestimación de las necesidades cuantitativas (cohabitación o allegamientos), producto de la falta de profundización y análisis de la estructura familiar de los hogares. En este sentido, otro de los aspectos menos atendidos ha sido también el de la distribución y la desagregación territorial del déficit. En este marco, Arriagada Luco (2003b) sostiene que los países de la región del Cono Sur deberían disponer de estadísticas desagregadas a distintas escalas geográficas y politicoadministrativas. Salvo casos muy puntuales, las estimaciones a escala municipal resultan escasas y sugieren así un área de vacancia concreta. De allí la necesidad e importancia de estudiar a escala local el déficit de vivienda y los requerimientos habitacionales en las grandes urbes.

En el caso de la Argentina, el problema habitacional ha crecido durante las últimas décadas. Diversos estudios² han puesto de manifiesto que la evolución del déficit habitacional no ha presentado signos sustantivos de mejora. Si bien una mirada general de la primera década del siglo XXI sugiere una leve mejoría, cuando se analizan los datos abiertos se llega a un panorama muy distinto: a nivel nacional, la evolución del déficit habitacional cuantitativo entre 2001 y 2010 ha sido del 44%, pasando de 871.000 hogares a 1,2 millones. En consecuencia, en la primera década del siglo XXI se produjo una transformación en la composición del déficit habitacional: hasta la década del noventa: el déficit predominante en la Argentina era el cualitativo (relacionado con la calidad de la vivienda y la dotación de servicios e infraestructura urbana). Sin embargo, a partir de la década siguiente, el cuadro se modificó abruptamente y el déficit cuantitativo se ha convertido en el preponderante. El crecimiento de este tipo de déficit y sus causas son unos de los interrogantes más significativos. Cristini, Bermúdez y Moya (2012) sugieren tres razones que fundamentarían dicho crecimiento. La primera es la ausencia de un mercado de crédito hipotecario orientado a hogares de ingresos medios que habría reducido las oportunidades de vivienda para dicho segmento (que históricamente resolvía el déficit de vivienda mediante esta vía). De este modo, estos hogares engrosaron el déficit cuantitativo. La segunda radica en que la construcción de nueva vivienda del sector privado durante el decenio se aplicó solo a cubrir parcialmente la demanda de vivienda y se orientó principalmente a la especulación y al negocio inmobiliario.³ La tercera, en tanto una de las singularidades del período, radica en los movimientos demográficos. Según estos autores, tanto las migraciones internas como externas aceleraron la formación de nuevos hogares y crearon demandas locales

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 141-166

143

*El problema
habitacional
y su evolución
reciente
en la Región
Metropolitana
Buenos Aires:
avances y
retrocesos
entre 2001 y
2010*

Albano Blas
Vergara

2 Véanse Di Virgilio, Rodríguez y Mera, 2016 y CELS, 2013, entre otros.

3 Por ejemplo, del incremento en el *stock* de viviendas registrado en el período a nivel nacional, para fines de 2010, cerca de 166.000 nuevas unidades permanecían deshabitadas según el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (Indec, 2010).

de vivienda que quedaron insatisfechas.⁴ En efecto, la formación de hogares registrada en el 2000 ha sido la más alta desde la década del ochenta.⁵

En este marco se inserta el presente artículo. Como objetivo general, el trabajo pretende ofrecer un aporte a los estudios de la problemática habitacional y su evolución reciente en la Región Metropolitana Buenos Aires (RMBA). Entre los objetivos específicos, el presente trabajo se propone: 1) estimar del déficit habitacional, mediante fuentes censales, en la RMBA para el período 2001-2010; 2) caracterizar y analizar la evolución de la población (hogares) con necesidades de vivienda a partir de su situación habitacional y de sus cambios de composición; 3) analizar los patrones de asentamiento y distribución territorial de la población (hogares) con déficit habitacional cualitativo en la RMBA, y 4) entregar orientaciones metodológicas para el uso y la aplicación de la información censal en torno a la operacionalización del déficit y la situación habitacional de los hogares.

El artículo se organiza del siguiente modo: en una primera parte se revisa la literatura con especial énfasis en los aspectos teórico-metodológico de la medición del déficit habitacional. En una segunda, se presentan la metodología y los procedimientos utilizados. En una tercera se exponen los principales resultados y, por último, se proponen conclusiones con base en los análisis y hallazgos obtenidos.

El problema habitacional: aspectos teórico-metodológicos

La literatura especializada presenta dos aspectos relevantes con respecto a las cuestiones metodológico-operativas del problema habitacional, que se pueden separar en dos ejes: por un lado, la definición general del concepto *déficit habitacional* y, por otro, la selección de variables e indicadores utilizados para medirlo y caracterizarlo (Arriagada Luco, 2003b).

Con respecto a las definiciones teóricas, debe partirse de la idea de que existe una noción genérica del problema habitacional que reside en la figura de las personas u hogares *sin casa o techo*. Esta noción, sin embargo, es tan solo una parte ínfima de un cuadro mucho más extenso y complejo. En esta dirección, el problema habitacional podrá ser traducido en *requerimientos-demandas de vivienda* en la medida en que se puedan distinguir distintos tipos y formas de déficit.⁶

La noción clásica de déficit habitacional hace referencia a las *necesidades habitacionales insatisfechas de una determinada población* y estas pueden distinguirse en dos tipos: *cuantitativas* y *cualitativas*. El primer tipo, el *déficit cuantitativo*, alude a las unidades consumidoras (hogares o núcleos familiares) que no cuentan con una vivienda para su propio uso. Es decir, si una unidad (núcleo familiar u hogar) no dispone de una vivienda de uso

4 Según el INDEC (2010), la población inmigrante en la RMBA se incrementó y pasó del 7,7 %, en 2001 al 8,6 %, de la población total en 2010, lo que, en términos absolutos, representó un incremento en cerca de 196.000 personas durante el período.

5 Por ejemplo, una parte de este fenómeno se traduce y expresa en hogares más pequeños en promedio, entre los que se destaca el crecimiento de hogares unipersonales (Cristini, Bermúdez y Moya, 2012).

6 Los distintos tipos de déficit y requerimientos habitacionales se corresponderán luego con programas o productos específicos de política habitacional. Una política equilibrada deberá disponer de instrumentos orientados tanto a la producción de nueva vivienda como a la regularización, consolidación, manutención, reparación y subsidio. Cabe decir que, en general, las políticas adolecen de sesgos hacia la producción de viviendas únicamente (Celade, 1996).

exclusivo, dicha unidad presentará una situación deficitaria.⁷ En términos operativos, el déficit cuantitativo surgirá entonces como la diferencia entre el *conjunto de viviendas de que dispone un determinado territorio* (n_1) y el *conjunto de unidades consumidoras-demandantes de vivienda* de una determinada población (n_2). La brecha entre ambas cifras ($n_2 - n_1$) se corresponderá entonces con la cantidad de unidades que es necesario adicionar para que se produzca una relación *uno a uno* entre hogares y viviendas en un determinado territorio y población. Algunas estimaciones del déficit cuantitativo suelen considerar, en general, solo al conjunto de *viviendas particulares ocupadas* excluyendo a las *viviendas desocupadas*.⁸ En consecuencia, resulta necesario resaltar que para resolver el déficit cuantitativo y llegar así a una situación de paridad se requiere no solo de la construcción de *nuevas unidades* sino también de la *ocupación de edificaciones no destinadas a ser habitadas así como también de la ocupación de las unidades disponibles del parque*.⁹

El segundo tipo de déficit (*cualitativo*) hace referencia a la *calidad de las viviendas*. A partir de la definición de un estándar mínimo mide y calcula el *déficit cualitativo*. En términos generales, suelen utilizarse tres aspectos principales de las viviendas, que son la *materialidad* (muros, techo, pisos), el *acceso a servicios básicos* (agua potable, electricidad, alcantarillado) y el *espacio habitable*. Según cuáles sean las definiciones establecidas en cada una de las tres dimensiones, aquella unidad-vivienda que presente carencias en al menos una de ellas se encontrará, por tanto, en una situación deficitaria. Es así que puede decirse que el déficit cualitativo presenta diferentes gradaciones. Asimismo, a partir de las dimensiones de materialidad y servicios pueden distinguirse tres grandes segmentos del parque de viviendas. El primero está conformado por *viviendas aptas*, esto es, unidades que alcanzan y superan los estándares mínimos de calidad. El segundo, por *viviendas deficitarias recuperables* cuyas condiciones de materialidad posibilitan el mejoramiento y, por tanto, la oportunidad de alcanzar los estándares requeridos. El tercero lo conforman las *viviendas deficitarias irrecuperables* cuyas condiciones de deterioro imposibilitan cualquier tipo de mejora y, en consecuencia, deben ser reemplazadas.

Ambos tipos de déficit suelen confundirse y tal confusión no proviene del diagnóstico sino más bien de las soluciones habitacionales que se derivan de él. Es decir, cierto segmento del *déficit cualitativo* (viviendas irrecuperables) requiere para subsanarse de soluciones cuantitativas. Esto es, de la demolición o bien de la edificación de nuevas viviendas (así como también de la ocupación de viviendas disponibles del parque). Es importante exponer aquí entonces la noción de *solución habitacional cuantitativa*, que hace referencia a la acción de agregar nuevas unidades al parque de viviendas o a la acción de ocupar, por parte de los núcleos familiares u hogares, viviendas aptas deshabitadas. Por otro lado, las *soluciones cualitativas* comprenden un abanico amplio de acciones que

7 Puede señalarse también que es factible considerar que la satisfacción de la demanda de vivienda exigiría su propiedad jurídica. En este sentido, es discutible considerar al alquiler como una modalidad permanente de satisfacción de la demanda de vivienda. Sin embargo, a los efectos de la estimación del tamaño del déficit cuantitativo se excluye este aspecto.

8 Cabe señalar al respecto que, por ejemplo, en la ciudad de Buenos Aires, para 2010, del total de viviendas particulares (1.423.973 unidades) se registraron 340.975 viviendas desocupadas (23,8%) compuestas por 155.740 unidades habitadas con moradores ausentes (10,8%) y 185.235 unidades deshabitadas (13%) (Instituto de la Vivienda GCBA, 2014). Para el mismo año, se estimaban en cerca del 30% los hogares inquilinos (343.443) en la ciudad de Buenos Aires, es decir, casi la misma cantidad que viviendas desocupadas.

9 Este tipo de solución se orienta a los subsidios a la demanda, entre otras líneas, a la oferta y acceso a créditos hipotecarios.

van desde el mejoramiento de viviendas (recubrimientos, revestimientos, etc.) hasta la construcción de pozos para el abastecimiento de agua potable, la conexión de la vivienda a la red de alcantarillado, etc. Cabe añadir que estas soluciones también son pasibles de contabilizarse.

El segundo aspecto metodológico-operativo se focaliza en el plano de la medición del déficit, en particular, en los indicadores utilizados para detectar tanto las carencias cualitativas como las cuantitativas. En el primer caso se hace referencia al tipo de variables-indicadores utilizados para determinar los estándares mínimos de calidad en cada una de las tres dimensiones (materialidad, servicios y espacio).¹⁰ El segundo, por su parte, exige seleccionar y procesar información que señale la magnitud de la cohabitación de hogares (allegamiento) y, en particular, la presencia de núcleos familiares secundarios de los hogares. Aquí, justamente, radica un aspecto sustantivo para cuyo tratamiento será necesario primero abordar algunas definiciones y nociones.

En términos generales, el allegamiento (o la cohabitación) puede definirse como la coexistencia dentro de una misma vivienda de más de un hogar o núcleo(s) familiar(es) distintos al principal. En este marco, se pueden diferenciar dos modalidades distintas de allegamiento: *externo* e *interno*¹¹ (Espinoza e Icaza, 1991). El primero se produce cuando dentro de una vivienda se advierte la presencia de dos o más hogares. El segundo, cuando en un hogar existen dos o más núcleos familiares distintos.¹² Resulta necesario señalar aquí que las definiciones teóricas no utilizan la noción de *familia* para determinar el allegamiento interno dado el carácter de multirresidencialidad que esta presenta.¹³ Con respecto al allegamiento externo (hogares secundarios) existe consenso en que constituye una demanda insatisfecha de vivienda. Ahora bien, con respecto al allegamiento interno (núcleos familiares secundarios) existe mayor debate en torno a su condición de *demandada insatisfecha*.

En trabajos recientes se ha advertido que no resulta del todo apropiado homologar la condición de allegamiento interno a la carencia de vivienda. En esta línea, se propone distinguir entre allegamiento interno *funcional* y *disfuncional* (Celade, 1996). En el primer caso, si el o los núcleos familiares del hogar tienen una relación de mutua conveniencia (comercial, económica, cultural, afectiva, etc.) con el núcleo principal sería razonable

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 141-166

146

El problema
habitacional
y su evolución
reciente
en la Región
Metropolitana
Buenos Aires:
avances y
retrocesos
entre 2001 y
2010

Vergara Parra

- 10 Por ejemplo, el Indec elaboró el índice Incalmat (Índice de Calidad de Materiales) que clasifica de modo jerárquico las viviendas a partir de la resistencia de los materiales con los cuales están construidas (piso, exteriores y techo) así como por la presencia de elementos aislantes y terminaciones en sus componentes. Las categorías del Incalmat varían entre uno y cinco y entre las que la primera la «mejor situada» en términos de resistencia y aislación-terminación de materiales-componentes, mientras que la última consigna la «peor situación» (Indec, 2010).
- 11 Podría agregarse también una tercera modalidad denominada «allegamiento de sitio o de lote» que ocurre cada vez que un mismo sitio —terreno identificado por una dirección o por límites definidos dentro de los cuales hay una o más viviendas— se levanta o edifica más de una vivienda. A los fines operativos, esta modalidad no se considera en las mediciones porque difícilmente es captada por los instrumentos y fuentes de información disponibles (Celade, 1996).
- 12 La delimitación de núcleos familiares secundarios resulta sumamente compleja dadas las fuentes de información e instrumentos de medición disponibles. Este aspecto refleja una vacancia y limitación en las mediciones del déficit habitacional.
- 13 La delimitación de los núcleos familiares no resulta evidente y una opción para resolverla es operar con el concepto de *familia biológica*. En este caso, la familia biológica del jefe de hogar podría pasar a constituir el núcleo familiar principal y las personas ajenas a este núcleo pasarían a constituir núcleos familiares secundarios. Esta opción, sin embargo, resulta cuestionable ya que supondría que la única estructura de hogar válida es la biológica (Celade, 1996).

considerar que la separación física entre núcleos no resultaría necesaria. En el segundo caso (*disfuncional*) la cohabitación se debe a imposiciones o restricciones de tipo económico y, por tanto, los núcleos familiares secundarios deberían considerarse como unidades demandantes de vivienda. Ahora bien, el corte entre ambos tipos es sumamente complejo y, en general, las fuentes de información disponibles no permiten discriminarlos. Este tipo de restricciones son otra de las limitaciones que presentan los estudios a la hora de medir y estimar el déficit habitacional cuantitativo.

Por último, cabe llamar la atención sobre la advertencia que efectuaron organismos internacionales en relación con el cambio de perfil de los hogares durante la década del noventa¹⁴ a partir de estimaciones del déficit habitacional en Latinoamérica en el que se destacaban hechos relevantes: el primero, que la tasa de formación de hogares durante el período no mantuvo la misma curva de desaceleración que el crecimiento demográfico,¹⁵ por tanto, ello habría generado una importante *demanda adicional anual al sector vivienda* (en este sentido, la creación y estructura de los hogares tiene un papel y una incidencia muy importantes en el déficit cuantitativo). El segundo, la ocurrencia de un fuerte cambio en las características y en el perfil demográfico de los hogares en la región.¹⁶ Por tanto, la problemática habitacional en Argentina, y su evolución reciente, debe ser inserta y analizada en el marco de tales tendencias.

Fuentes de información y metodología utilizada

Las fuentes de información que se utilizaron en el presente trabajo fueron los censos nacionales de población de los años 2001 y 2010 del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (Indec). A partir del operativo censal de 2001, el Indec comenzó a publicar la información en formato digital mediante un nuevo sistema (Redatam) que posibilita el desagregamiento de la información en diferentes escalas espaciales según las necesidades personalizadas de cada usuario. De este modo, la posibilidad de georreferenciar la información censal de 2001 y 2010 resultó una herramienta de vital importancia para los objetivos propuestos por el trabajo.

- 14 Un informe de la Comisión Económica Para América Latina (Cepal) del año 1995 efectuó estimaciones de vivienda en 19 países durante el período 1985-1993 y conservadoramente estimó el déficit cuantitativo en América Latina en más de dieciocho millones de unidades (con un incremento anual de 2,5 millones de nuevos hogares) y el déficit cualitativo en más de veinte millones de viviendas.
- 15 En los países de Latinoamérica, el descenso en el ritmo de crecimiento de la población en las últimas décadas del siglo xx no implicó una disminución en el ritmo de creación de hogares, sino más bien un cambio en la estructura de edades de la población que ha favorecido el ensanchamiento de las edades intermedias en el que la tasa de jefatura es mayor. Por ejemplo, en Argentina durante la década del ochenta la tasa de crecimiento medio de la población fue de 1,6 mientras que la tasa de crecimiento de hogares fue de 2,2 (Arriagada Luco, 2003a). En la región metropolitana, durante la primera década del siglo xxi la tasa de crecimiento medio de población fue de 0,8, mientras que la de hogares fue de 2,1 (Indec, 2010).
- 16 Durante la década del noventa, la estructura familiar presentó variaciones y cambios según los tipos de hogares y los grupos sociales. Por ejemplo, entre los grupos de mayores ingresos, los hogares unipersonales y nucleares sin hijos se incrementaron, mientras que en el caso de los de menores recursos fueron los hogares nucleares monoparentales, extendidos y compuestos. Asimismo, otra tendencia observada en los países de la región ha sido también la reducción del tamaño medio de los hogares (Arriagada Luco, 2003a).

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 141-166

147

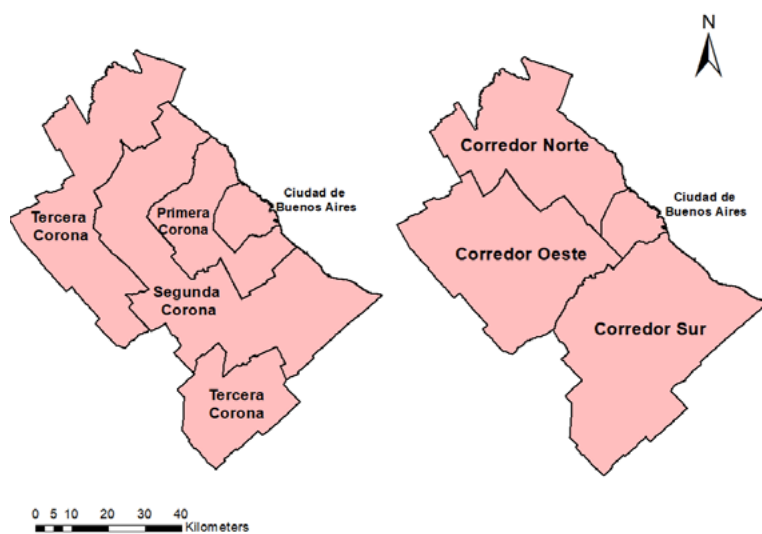
*El problema
habitacional
y su evolución
reciente
en la Región
Metropolitana
Buenos Aires:
avances y
retrocesos
entre 2001 y
2010*

Albano Blas
Vergara

Niveles espaciales de análisis

Para los análisis efectuados se trabajó con dos niveles espaciales de análisis. Ambos se conformaron a partir de la utilización un criterio ligado con el desarrollo histórico del sistema urbano y de otro ligado a una demarcación fisicogeográfica. Es necesario señalar aquí que en la delimitación de los niveles de análisis las divisiones jurídicoadministrativas de la RMBA se superponen. Es decir, los recortes espaciales coinciden también con las unidades de gobierno. En lo referente al recorte global, se tomó como definición operativa de *región metropolitana* la utilizada por Alfredo Garay (2007): la *ciudad de Buenos Aires más un conjunto de treinta partidos-municipios pertenecientes a la conurbación, que conforman una envoltura de tres coronas o anillos*.

Mapa 1.
Nivel de análisis espacial macrometropolitano



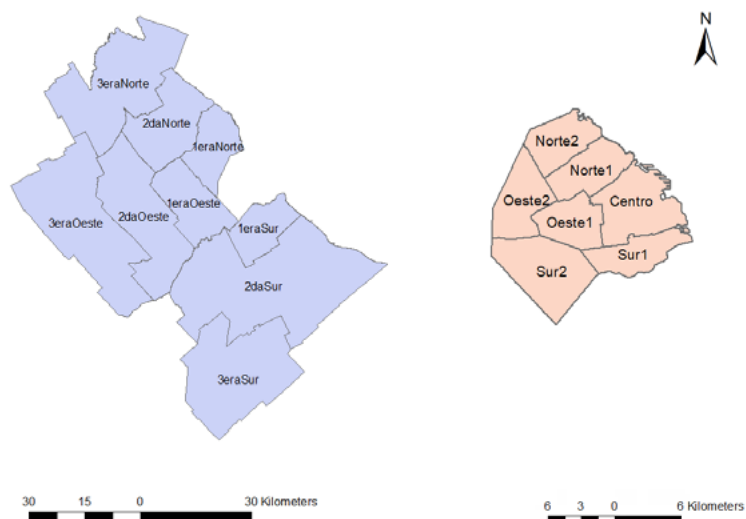
Fuente: elaboración propia

Los dos niveles espaciales de análisis surgen como formas distintas de agregación espacial de datos. El primer nivel, denominado *macrometropolitano* (mapa 1) se conforma por siete unidades-sectores no excluyentes entre sí. Por un lado, el centro del sistema urbano (ciudad de Buenos Aires) y, por otro, los anillos de la conurbación (primer, segundo y tercer cordón) más los corredores geográficos (Norte, Oeste y Sur).¹⁷ El segundo nivel espacial de análisis —denominado *mesometropolitano*— surge como la superposición de dos escalas espaciales: *anillos de conurbación* y *corredores geográficos*. Este nivel está conformado por dieciséis unidades-sectores excluyentes entre sí. El Conurbano Bonaerense

17 Tanto los anillos como los corredores geográficos se asocian a las características del proceso de metropolización y a las transformaciones ocurridas en la estructura urbana de Buenos Aires (Schteingart y Torres, 1973).

se compone de nueve unidades producto de la subdivisión de tres anillos y tres corredores.¹⁸ En la ciudad de Buenos Aires se utilizó un criterio adicional en el que estableció primero una zona Centro y luego, a partir de los corredores geográficos, se subdividieron sectores de modo que quedaron conformadas siete unidades (mapa 2).

Mapa 2.
Nivel de análisis espacial mesometropolitano



Fuente: elaboración propia

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 141-166

149

*El problema
habitacional
y su evolución
reciente
en la Región
Metropolitana
Buenos Aires:
avances y
retrocesos
entre 2001 y
2010*

Albano Blas
Vergara

Déficit y situación habitacional

La operacionalización del déficit cualitativo, considerado a partir de las dimensiones de materialidad y servicios, se correspondió con criterios operativos diferenciados. El ejercicio de operacionalización de las deficiencias cualitativas llevado a cabo tomó como primer criterio la validez y la comparabilidad de las fuentes de información de 2001 y 2010. A tales fines se utilizó como primera referencia el indicador *tipo de vivienda* de la base de microdatos censales de 2001 y 2010, cuyas categorías permiten clasificar a las viviendas en los tres segmentos principales (aptas, con déficit recuperables y con déficit irrecuperables). Ahora bien, al momento de efectuar el procesamiento de la información censal se presentó un problema: la base de microdatos de 2010 no publicó la categoría *casa* desagregada en tipos A y B. Dada la imposibilidad de emparejar la información, se construyó el indicador *casa tipo B prima* en ambas bases de microdatos de modo de garantizar la comparabilidad y la

18 Cabe señalar que, en el caso de la tercera corona, los partidos que conforman el cuadrante sur y oeste son territorios que poseen un grado de urbanización reciente y, en consecuencia, su densidad poblacional es muy baja. Ahora, si bien durante el período 2001-2010 estos territorios tuvieron un importante crecimiento urbano en comparación al cuadrante norte —una de las principales cabeceras del desarrollo de «urbanizaciones cerradas» durante las últimas décadas— este último continúa concentrando en 2010 cerca de las dos terceras partes de la población del tercer anillo de la conurbación.

validez de las estimaciones a partir de la aplicación de un procedimiento *post hoc*¹⁹ (cuadro 1). De este modo, se procesaron y generaron los resultados en ambas bases (2001 y 2010).

Cuadro 1.
Operacionalización déficit habitacional cualitativo (tipo de vivienda)

		Casa tipo A*
		Departamento
Sin déficit	Viviendas aptas	
	Viviendas recuperables	Casa tipo B ^{prima}
		Otro tipo**
Con déficit	Viviendas irrecuperables	Rancho
		Casilla

(*) Las unidades Casa «Tipo A» surgen por defecto
(**) Conformadas por unidades Pieza en Inquilinato, Pieza en Hotel-Pensión, Local no apto y Vivienda móvil
Fuente: elaboración propia

Cuadro 2.
Matriz para identificación y análisis de situaciones habitacionales
Tipología y categorías

Déficit cuantitativo				Más de un hogar por vivienda			
				Sin cohabitación		Con cohabitación	
				Más de dos personas por habitación		Más de dos personas por habitación	
Déficit cualitativo	Espacio habitable			Sin hacinamiento	Con hacinamiento	Sin hacinamiento	Con hacinamiento
	Materialidad y acceso a servicios	Sin déficit	Aptas	(1)	(2)	(3)	(4)
		Con	Recuperables	(5)	(6)	(7)	(8)
		déficit	Irrecuperables	(9)	(10)	(11)	(12)

Fuente: elaboración propia a partir de Celade, 1996

Para la definición operacional de la *situación habitacional de los hogares* se conformó una matriz basada en el cruce de los dos tipos de déficit: cualitativo y cuantitativo. A partir del déficit cualitativo (definido con las dimensiones *materialidad* y *servicios*) se delimitaron los tres segmentos y se incluyó la dimensión *espacio habitable: hacinamiento, más de dos personas por habitación*. Esta dimensión desdobló dentro de cada segmento a aquellas unidades que presentan dicha situación y las que no. A partir del cruce con la dimensión cuantitativa —cuyos dos tipos de situaciones posibles son hogares con o sin allegamiento—²⁰ se obtuvo una matriz que posibilitó clasificar e identificar doce situa-

19 El procedimiento utilizado se puede resumir de la siguiente manera: las unidades *casa tipo B prima* se conforman por aquellas viviendas que presentan al menos una de las siguientes carencias cualitativas: 1) piso de tierra o ladrillo suelto u otro material; 2) falta de provisión de agua por cañería dentro de la vivienda; 3) ausencia de inodoro con descarga de agua; 4) falta de provisión de agua vía red pública o bien provisión por vía bomba motor o manual.

20 El allegamiento externo-interno, así como el funcional, se excluyó debido a las limitaciones de las fuentes censales.

ciones habitacionales excluyentes en la población (cuadro 2). De este modo, en el extremo superior izquierdo (*categoría 1*) se ubican los hogares en viviendas sin carencias de materialidad-servicios y hacinamiento y en las cuales reside un solo hogar (es decir, sin ningún tipo de déficit), y, por el contrario, en el extremo inferior derecho se ubican los hogares en viviendas en las «peores condiciones», puesto que presentan carencias cualitativas irrecuperables, hacinamiento y allegamiento (*categoría 12*). Por último, cabe señalar que la matriz clasifica a la unidad de análisis *vivienda* y, por defecto, a los hogares que residen en cada una de las distintas clases.

Cambios de composición del déficit en RMBA entre 2001 y 2010

Situaciones habitacionales deficitarias

Una primera línea del análisis se focaliza en el comportamiento del *déficit habitacional cualitativo* durante el período en el conjunto de la RMBA. Si se observa la primera tabla de resultados (tabla 1) se advierte que el conjunto de *hogares en viviendas aptas* entre 2001-2010 se incrementó de 80,5% a 84%. En términos absolutos, este movimiento significó un aumento de setecientos mil hogares, que representó una variación relativa del 24,7% durante el decenio. Como contraparte, los *hogares en viviendas deficitarias* se redujeron de 19,5% a 16%. En términos absolutos, esta disminución significó una reducción de 692.000 a 682.000 hogares que, expresada en valores relativos, representó una variación del -1,5%.

Si se analizan los dos segmentos de viviendas deficitarias se advierte que la mayor reducción, en términos de participación, se produjo en el conjunto de *viviendas recuperables* (-2,2 p.p.) en comparación con el conjunto de *irrecuperables* (-1,2 p.p.). Sin embargo, en relación con el stock, el primer segmento prácticamente no tuvo modificación (0,1%) a diferencia del segundo (-5,2%). Por lo tanto, cuando se analiza el cuadro habitacional a nivel global se advierten leves mejorías; sin embargo, cuando se descomponen las cifras se advierte un panorama distinto.

En efecto, si se analiza la evolución del *déficit habitacional cuantitativo* durante el decenio, se advierte un comportamiento excepcional en la región metropolitana. El conjunto de hogares con allegamiento (cohabitación) pasó de 295.000 en 2001 a 760.000 en 2010. Es decir, en términos relativos este conjunto registró un incremento del 157%, o sea que aumentó su tamaño durante el decenio en 2,5 veces. Cabe destacar que este movimiento se produjo, principalmente, en el segmento de hogares en viviendas aptas.

Ahora bien, si se analiza la tabla 1 a partir de la situación habitacional de los hogares se advierte que aquellos ubicados en *las peores situaciones habitacionales* incrementaron su tamaño tanto en términos absolutos como relativos. En efecto, del *segmento de viviendas irrecuperables*, el grupo de hogares con hacinamiento y cohabitación (*categoría 12*) creció en términos relativos 285%, el grupo con solo cohabitación (*categoría 11*) 190% y el grupo con solo hacinamiento (*categoría 10*), 35%. Si bien el peso de estos tres grupos de hogares en el conjunto es pequeño, durante el decenio incrementó su participación en la RMBA de 2,9% a 4,3%.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 141-166

151

El problema habitacional y su evolución reciente en la Región Metropolitana Buenos Aires: avances y retrocesos entre 2001 y 2010

Albano Blas Vergara

Tabla 1.
Evolución 2001-2010 del déficit de vivienda según la situación habitacional de los hogares. RMBA

	2001		2010		2001-2010	
	Hogares	%	Hogares	%	Diferencia p.p. (%)	Variación relativa (%)
En viviendas aptas	2.857.683	80,5	3.564.625	83,9	3,4	24,7
1. Sin hacinamiento y cohabitación	2.533.548	71,3	2.612.078	60,7	-10,7	3,1
2. Solo hacinamiento (>2 pers. hab.)	138.715	3,9	436.292	10,1	6,2	214,5
3. Solo allegamiento-cohabitación	168.245	4,7	430.230	10,0	5,3	155,7
4. Con hacinamiento y cohabitación	17.175	0,5	86.025	2,0	1,5	400,9
En deficitarias recuperables	481.033	13,5	481.532	11,3	-2,2	0,1
5. Sin hacinamiento y cohabitación	252.723	7,1	100.470	2,3	-4,8	-60,2
6. Solo hacinamiento (>2 pers. hab.)	142.902	4,0	214.325	5,0	1,0	50,0
7. Solo allegamiento-cohabitación	63.641	1,8	112.259	2,6	0,8	76,4
8. Con hacinamiento y cohabitación	21.767	0,6	54.478	1,3	0,7	150,3
En deficitarias irrecuperables	211.876	6,0	200.929	4,7	-1,2	-5,2
9. Sin hacinamiento y cohabitación	110.345	3,1	19.929	0,5	-2,6	-81,9
10. Solo hacinamiento (>2 pers. hab.)	77.279	2,2	104.185	2,4	0,2	34,8
11. Solo allegamiento-cohabitación	17.545	0,5	50.983	1,2	0,7	190,6
12. Con hacinamiento y cohabitación	6.707	0,2	25.832	0,6	0,4	285,1
Total déficit habitacional	987.989	27,8	1.442.268	34,0	6,1	46,0
Déficit cualitativo (recup. + irrecup.)	692.909	19,5	682.461	16,1%	-3,4	-1,5
Déficit cuantitativo (3+4+7+8+11+12)	295.080	8,3	759.807	17,9	9,6	157,5
Total hogares RMBA	3.550.592	100	4.247.086	100		

Fuente: elaboración propia a partir de datos de censo (Indec, 2001 y 2010)

Por otra parte, el conjunto de hogares ubicado el *segmento de viviendas aptas* empeoró durante el período sus condiciones habitacionales. Aquí precisamente es donde se advierte la magnitud del incremento en el déficit cuantitativo. En efecto, el grupo de hogares con solo hacinamiento (*categoría 2*) creció 215%, el grupo con solo cohabitación (*categoría 3*), 155% y los hogares con hacinamiento y cohabitación (*categoría 4*), 400%. El crecimiento extraordinario de este último grupo debería relativizarse debido a su tamaño y peso en el conjunto.

De este modo, a partir del análisis de la situación habitacional de los hogares se puede advertir de manera clara y precisa en qué segmentos de la población se produjeron el empeoramiento y las mejoras habitacionales en la RMBA durante el período 2001-2010. Como se observó, si bien los hogares en el segmento de viviendas aptas ganaron participación en el conjunto, este crecimiento se ubicó principalmente en las categorías con déficit cuantitativo (allegamiento) y con déficit de espacio (hacinamiento). En este sentido, los hogares con la «mejor situación habitacional» —*categoría 1*— (es decir, en viviendas aptas, sin hacinamiento y cohabitación), a nivel global y durante el período, perdieron participación, pasando de 71% a 60%. La reducción del déficit habitacional durante el período se

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 141-166

152

El problema
habitacional
y su evolución
reciente
en la Región
Metropolitana
Buenos Aires:
avances y
retrocesos
entre 2001 y
2010

Vergara Parra

direccionó principalmente a hogares *en viviendas deficitarias recuperables sin hacinamiento y cohabitación* (categoría 5), que se redujeron en un 60% y en el grupo de hogares *en viviendas irrecuperables sin hacinamiento y cohabitación* (categoría 9), que disminuyeron en un 80% durante el decenio.

Déficit según el régimen de tenencia

Una segunda línea del análisis se focaliza en la distribución del déficit cualitativo según el tipo de régimen de tenencia de la vivienda. Este último indicador se reagrupó y trabajó en tres categorías (*propietarios*²¹ *inquilinos* y *atípicos*²²). A partir de los resultados obtenidos (tabla 2) se puede observar que, en primer lugar, a nivel global se produjo un cambio de composición en la distribución de hogares según la modalidad de tenencia de la vivienda. El aspecto más llamativo ha sido el incremento extraordinario que se produjo durante el período en el grupo de *hogares inquilinos de la vivienda*. En términos absolutos, este conjunto creció 73%: de 438.000 a 761.000 hogares en la RMBA. Como contraparte, los hogares propietarios y atípicos perdieron peso, principalmente los primeros, que pasaron de 76% a 72% durante el decenio.

Si se analiza el comportamiento al interior de los segmentos del déficit cualitativo, el *segmento de viviendas aptas* fue aquel en el que se produjo principalmente el crecimiento de los hogares inquilinos debido a su tamaño en términos absolutos (stock). En este segmento, los hogares inquilinos crecieron 78% (de 367.000 a 654.000). Sin embargo, este movimiento también se produjo en el *conjunto de hogares con déficit cualitativo*. En el segmento de *viviendas con déficit recuperables* la modalidad inquilinato creció 96%: de 19.000 a 38.000 hogares y, en el segmento de *irrecuperables*, 32%, incrementando el stock de 51.000 a 68.000 hogares durante el período.

En consecuencia, este incremento de la modalidad inquilinato, en particular para el grupo de hogares con déficit cualitativo, ha significado un empeoramiento crítico en sus condiciones de hábitat debido a las situaciones frecuentes de abuso por parte de los locadores de tales viviendas dada la ausencia total de regulaciones y controles.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 141-166

153

*El problema
habitacional
y su evolución
reciente
en la Región
Metropolitana
Buenos Aires:
avances y
retrocesos
entre 2001 y
2010*

Albano Blas
Vergara

21 El indicador «régimen de tenencia» (Indec) presenta la categoría «Propietarios» desdoblada en dos: «De la vivienda y el terreno» y «Solo de la vivienda». En el presente trabajo se agruparon ambas categorías en una sola.

22 La categoría *atípico* comprende a «ocupantes por préstamo», «ocupantes por trabajo» y «otra situación».

Tabla 2.
Evolución del déficit cualitativo según régimen de tenencia de la vivienda. RMBA. 2001 y 2010

	2001		2010		2001-2010	
	Hogares	%	Hogares	%	Diferencia p.p. (%)	Variación relativa (%)
Viviendas aptas	2.857.683	80,5	3.564.625	83,9	3,4	24,7
Propietarios	2.231.971	62,9	2.628.202	61,9	-1,0	17,8
Inquilinos	367.477	10,3	654.150	15,4	5,1	78,0
Atípico	258.235	7,3	282.273	6,6	-0,6	9,3
Deficitarias recuperables	481.033	13,5	481.532	11,3	-2,2	0,1
Propietarios	377.052	10,6	362.364	8,5	-2,1	-3,9
Inquilinos	19.787	0,6	38.931	0,9	0,4	96,8
Atípico	84.194	2,4	80.237	1,9	-0,5	-4,7
Deficitarias irrecuperables	211.876	6,0	200.929	4,7	-1,2	-5,2
Propietarios	116.030	3,3	96.593	2,3	-1,0	-16,8
Inquilinos	51.520	1,5	68.396	1,6	0,2	32,8
Atípico	44.326	1,2	35.940	0,8	-0,4	-18,9
Total propietarios	2.725.053	76,7	3.087.159	72,7	-4,1	13,3
Total inquilinos	438.784	12,4	761.477	17,9	5,6	73,5
Total atípicos	386.755	10,9	398.450	9,4	-1,5	3,0
Total hogares	3.550.592	100	4.247.086	100		

Fuente: elaboración propia a partir de datos de censo (Indec, 2001 y 2010)

Concentración espacial del déficit cualitativo en RMBA

El problema cualitativo del parque habitacional hace referencia a carencias constructivas de las viviendas así como a la ausencia de infraestructura y servicios básicos. Cuando esta problemática se manifiesta de manera concentrada en el espacio urbano se expresa en un tipo particular de hábitat popular conocido en la RMBA como «villas y asentamientos precarios». ²³ Cabe señalar al respecto que si bien los territorios donde se concentra este tipo de hábitat son una preocupación permanente de las políticas urbanohabitacionales, constituye una expresión del déficit que carece de estadísticas adecuadas y completas (Vergara, 2017). En efecto, las fuentes de información censales disponibles de 2001 y 2010 no posibilitan desagregar e identificar al hábitat «villa-asentamiento precario» dentro del conjunto del déficit habitacional cualitativo.

Como se mencionó en el apartado metodológico, el estudio del comportamiento del déficit cualitativo en la RMBA se efectuó a partir de *dos niveles espaciales de análisis* distintos puesto que la problemática habitacional puede presentar comportamientos diferentes según cuál sea la escala de referencia que se tome para medir su evolución. Es decir, sería perfectamente posible que los hogares con déficit cualitativo hayan crecido en

23 Véase Cravino, 2008.

determinadas zonas y sectores (*nivel mesometropolitano*) mientras que, por el contrario, en el conjunto (*nivel macrometropolitano*) se haya producido el movimiento opuesto. Cabe añadir que para el análisis de la distribución espacial del déficit habitacional se tomaron en cuenta dos unidades de análisis distintas: *hogares* y *viviendas*. Si bien se partió del supuesto que ambas unidades a nivel agregado presentarán comportamientos similares, se espera encontrar a *nivel mesometropolitano* diferencias tanto en la distribución como en la variación durante el período de análisis.

A continuación, se presentan los resultados obtenidos para el universo de hogares y viviendas con déficit habitacional cualitativo durante el período 2001-2010.

Distribución espacial de hogares con déficit cualitativo entre 2001 y 2010

A nivel *macrometropolitano*, la evolución 2001-2010 de los *hogares con déficit cualitativo* en la RMBA mostró una reducción leve. En el caso de la ciudad de Buenos Aires prácticamente no se registraron cambios durante el decenio. Esto es, *la participación de hogares con déficit habitacional se mantuvo en torno al 6%*. Sin embargo, en términos relativos, se registró un incremento del stock del orden del 11,5%. En el Conurbano Bonaerense el panorama fue el opuesto: el conjunto de los treinta partidos registró una reducción tanto en la participación como en el stock de los hogares con déficit cualitativo (-5,5 p.p. y -2,8%). De acuerdo a los anillos, la *segunda corona* resultó el territorio con la mejor performance puesto que se redujo tanto la participación (-9,1 p.p.) como el stock de hogares con déficit (-2,8%).

A nivel *mesometropolitano*, los resultados obtenidos posibilitan distinguir un patrón territorial en la población (hogares) con déficit cualitativo de la RMBA consistente en *una mayor concentración de hogares con déficit a mayor distancia del centro (ciudad) del sistema urbano*. En esta dirección, la geolocalización del déficit habitacional en el año 2001 muestra que, en promedio, los territorios con mayor concentración son el *tercer cordón* (29%), *segundo cordón* (26%), *primer cordón* (12%) y *ciudad* (6%).

Tabla 3.
Hogares deficitarios según zonas geográficas. RMBA. 2001-2010

Divisiones geográficas	2001		2010		Diferencia p.p. (%)	Variación relativa (%)
	Total	%	Total	%		
RMBA	692.909	19,5	682.461	15,8	-3,7	-1,5
Ciudad de Buenos Aires	61.344	6,0	68.384	5,9	-0,1	11,5
Centro	24.841	7,9	27.471	7,9	0,0	10,6
Norte 1	4.034	3,3	4.262	3,2	-0,1	5,7
Norte 2	1.823	1,5	1.547	1,1	-0,4	-15,1
Oeste 1	5.796	3,3	6.566	3,4	0,0	13,3
Oeste 2	1.245	1,1	1.504	1,2	0,1	20,8
Sur 1	11.079	17,5	12.800	16,7	-0,8	15,5
Sur 2	12.526	10,5	14.234	10,2	-0,2	13,6
Conurbano 30 partidos	631.565	25,0	614.077	19,5	-5,5	-2,8
Conurbano primera corona	191.614	14,7	182.988	11,9	-2,9	-4,5
Norte	38.517	8,7	33.630	6,8	-1,9	-12,7
Oeste	88.208	19,2	92.919	15,5	-3,7	5,3

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 141-166

155

*El problema
habitacional
y su evolución
reciente
en la Región
Metropolitana
Buenos Aires:
avances y
retrocesos
entre 2001 y
2010*

Albano Blas
Vergara

Tabla 3 (continuación)

Divisiones geográficas	2001		2010		Diferencia p.p. (%)	Variación relativa (%)
	Total	%	Total	%		
Sur	64.889	16,2	56.439	12,5	-3,7	-13,0
Conurbano segunda corona	383.759	35,5	372.915	26,4	-9,1	-2,8
Norte	98.085	36,0	84.522	24,3	-11,7	-13,8
Oeste	122.147	44,3	126.422	34,1	-10,2	3,5
Sur	163.527	30,8	161.971	23,4	-7,4	-1,0
Conurbano tercera corona	56.192	38,9	58.174	29,2	-9,8	3,5
Norte	41.970	40,5	41.865	29,3	-11,2	-0,3
Oeste	10.053	34,8	11.168	28,2	-6,6	11,1
Sur	4.169	35,3	5.141	30,0	-5,3	23,3

Fuente: elaboración propia a partir de datos de censo (Indec, 2001 y 2010)

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

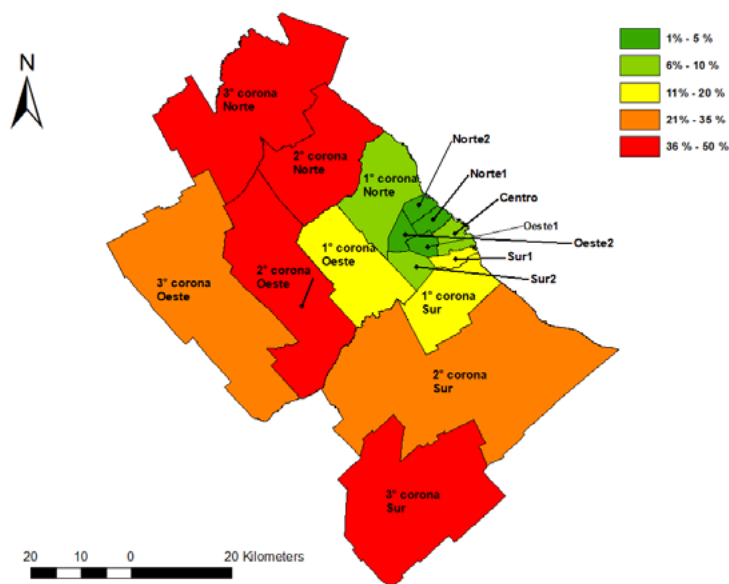
pp. 141-166

156

El problema
habitacional
y su evolución
reciente
en la Región
Metropolitana
Buenos Aires:
avances y
retrocesos
entre 2001 y
2010

Vergara Parra

Mapa 3.
Distribución déficit habitacional cualitativo: Hogares. RMBA. 2001



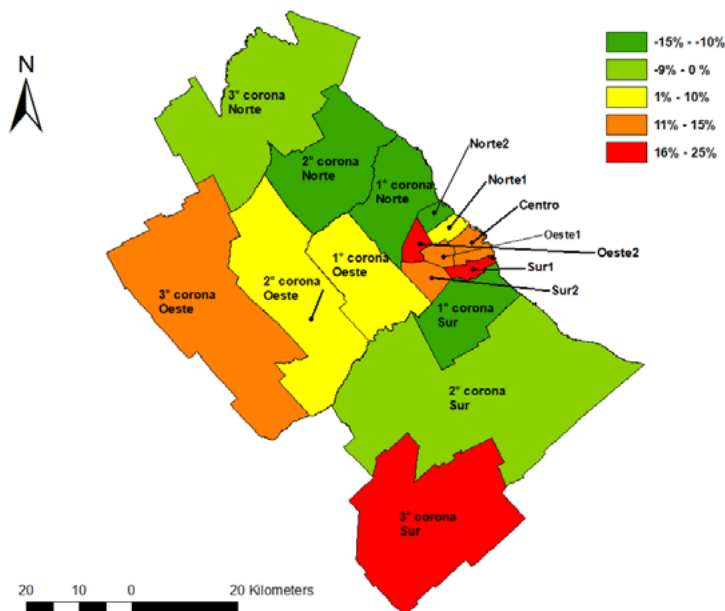
Fuente: elaboración propia a partir de datos de censo (Indec, 2001 y 2010)

Si se toma la ciudad de Buenos Aires más el primer cordón se advierte un patrón territorial asociado también a corredores geográficos. Es decir, el corredor Sur y el Oeste son principalmente aquellos donde se observa la mayor concentración del déficit cualitativo a diferencia del corredor norte en el que la proporción es menor. En el caso de la ciudad, las zonas Sur 1 y Sur 2²⁴ son aquellas con la mayor concentración (entre 11% y 20%) mientras

24 La zona Sur 1 comprende los barrios de Constitución, La Boca, Barracas, Parque Patricios y Nueva Pompeya. La zona Sur 2, los barrios de Liniers, Mataderos, Villa Lugano, Villa Riachuelo, Villa Soldati y Parque Avellaneda.

que, por el contrario, los territorios *Oeste* y *Norte* presentan la menor proporción de déficit habitacional (entre 1% y 5%). En el Conurbano Bonaerense, los territorios con la mayor concentración son la *segunda corona*, los corredores *Oeste* y *Norte*²⁵ y la *tercera corona* y los corredores *Norte* y *Sur*,²⁶ con una participación de entre 36% y 50% de hogares con déficit habitacional cualitativo.

Mapa 4
Variación porcentual (%) déficit habitacional cualitativo. RMBA. 2001-2010



Fuente: elaboración propia a partir de datos de censo (Indec, 2001 y 2010)

En el mapa 4 se presenta la variación del déficit cualitativo entre 2001 y 2010. En primer lugar, cabe destacar que se observan distintos tipos de tendencias según cuales sean las zonas-sectores analizados. En *Ciudad*, el territorio que más incrementó el stock fue la zona *Sur 1* (entre 16% y 25%), mientras que en el *Conurbano* fueron la *tercera corona sur* (entre 16% y 25%); la *primera corona oeste*²⁷ y la *segunda corona oeste* (entre 1% y 10%). De este modo, se puede advertir un patrón territorial claro de las mejoras habitacionales durante el decenio. *En el caso del Conurbano, fue principalmente el corredor norte el que concentró, en términos relativos, todas las mejoras habitacionales, a diferencia del corredor oeste que, por el contrario, incrementó el stock de hogares con déficit cualitativo. En el caso de la ciudad, la zona Sur continuó siendo el territorio más rezagado.*

25 La segunda corona oeste comprende los partidos de Moreno, Merlo y La Matanza (Oeste). La segunda corona norte, los de José C. Paz, Malvinas Argentinas, San Fernando, San Miguel y Tigre.

26 La tercera corona norte comprende los partidos de Escobar y Pilar y la tercera corona sur el municipio de San Vicente.

27 El primer cordón oeste se corresponde con los partidos de Hurlingham, Morón, Ituzaingó y La Matanza (este).

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 141-166

157

*El problema
habitacional
y su evolución
reciente
en la Región
Metropolitana
Buenos Aires:
avances y
retrocesos
entre 2001 y
2010*

Albano Blas
Vergara

Distribución espacial del parque de viviendas deficitarias

Antes de examinar el comportamiento del parque de vivienda con déficit cualitativo a nivel territorial en la RMBA es conveniente introducir un breve análisis (a nivel agregado y desagregado) de la relación entre hogares y viviendas deficitarias y su evolución reciente. Esta relación daría cuenta del grado de allegamiento de hogares al interior del parque de viviendas deficitarias. Esta relación en 2001 (tabla 4) era cercana a uno (1,06), es decir que los hogares con déficit cualitativo a nivel agregado tenían una escasa presencia de allegamiento. Sin embargo, este cociente creció y para 2010 se observan, en promedio, 1,2 hogares por vivienda. A diferentes escalas geográficas este incremento del allegamiento presentó variaciones. En 2010, y en orden de importancia, se encuentra primero la ciudad de Buenos Aires con el mayor grado (1,27), la primera corona (1,25) y la segunda corona (1,13). En resumen, se puede apreciar *un mayor grado de allegamiento de hogares con déficit habitacional cualitativo a mayor proximidad con el centro del sistema urbano. Cabe destacar en la ciudad de Buenos Aires la presencia de un fuerte crecimiento ocurrido (1,51) en la zona Sur 2.*

Por su parte, el parque de viviendas deficitarias en la RMBA registró una reducción del stock del -11,2% (mayor en comparación con el stock de hogares: -1,5%). Sin embargo, el parque, en términos de participación, se redujo en menor cuantía: -3,2 p.p. (un poco menos en comparación con el stock de hogares: -3,7 p.p.). En la ciudad de Buenos Aires la participación de viviendas deficitarias en el conjunto no registró prácticamente cambios durante el decenio (4,3% y 3,8%). El stock, en cambio, se redujo en -6,8%, al contrario de los hogares con déficit, que presentaron el signo opuesto (+11,5%). En el Conurbano Bonaerense, la dinámica del stock de viviendas y hogares durante el decenio tuvo el mismo signo: -11,7% y - 2,8% respectivamente: la reducción de viviendas deficitarias ha sido mayor que los hogares, lo cual estaría dando cuenta del grado de allegamiento.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 141-166

158

*El problema
habitacional
y su evolución
reciente
en la Región
Metropolitana
Buenos Aires:
avances y
retrocesos
entre 2001 y
2010*

Vergara Parra

Tabla 4.
Cociente hogares-viviendas deficitarias según zonas geográficas. RMBA. 2001-2010

	2001	2010
Total RMBA	1,06	1,17
Ciudad de Buenos Aires	1,06	1,27
Centro	1,06	1,20
Norte 1	1,04	1,23
Norte 2	1,03	1,31
Oeste 1	1,04	1,24
Oeste 2	1,03	1,29
Sur 1	1,07	1,24
Sur 2	1,10	1,51
Conurbano 30 partidos	1,06	1,16
Conurbano primera corona	1,08	1,25
Norte	1,07	1,18
Oeste	1,08	1,29
Sur	1,09	1,22
Conurbano segunda corona	1,05	1,13
Norte	1,09	1,14
Oeste	1,06	1,15
Sur	1,01	1,12
Conurbano tercera corona	1,05	1,12
Norte	1,06	1,13
Oeste	1,03	1,11
Sur	1,02	1,04

Fuente: elaboración propia a partir de datos de censo (Indec, 2001 y 2010)

Como se observa en el mapa 5, a *nivel mesometropolitano*, el patrón de la distribución hogares con déficit cualitativo mantuvo la misma correspondencia con el parque de viviendas deficitarias. Esto es, *mayor concentración a mayor distancia del centro del sistema urbano y, en los territorios Ciudad y Primera Corona, mayor presencia en los alrededores geográficos Oeste y Sur*. Ahora bien, cabe destacar algunas singularidades. En el caso de la ciudad de Buenos Aires, en 2001 la zona Sur 2, en comparación con la zona Sur 1, presenta una menor proporción de viviendas deficitarias: 8,3% y 13,6% respectivamente. A nivel hogares, la proporción en ambas zonas es 10,5% y 17,5% respectivamente. Ahora bien, si se agrega a este cuadro la relación entre hogares y viviendas —es decir, grado de allegamiento— en 2001 se advierte que es mayor en la zona Sur 2 (1,10) que en la zona Sur 1 (1,07). A partir de ello, obsérvese en el mapa 6 la variación ocurrida en tales territorios entre 2001 y 2010.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 141-166

159

*El problema
habitacional
y su evolución
reciente
en la Región
Metropolitana
Buenos Aires:
avances y
retrocesos
entre 2001 y
2010*

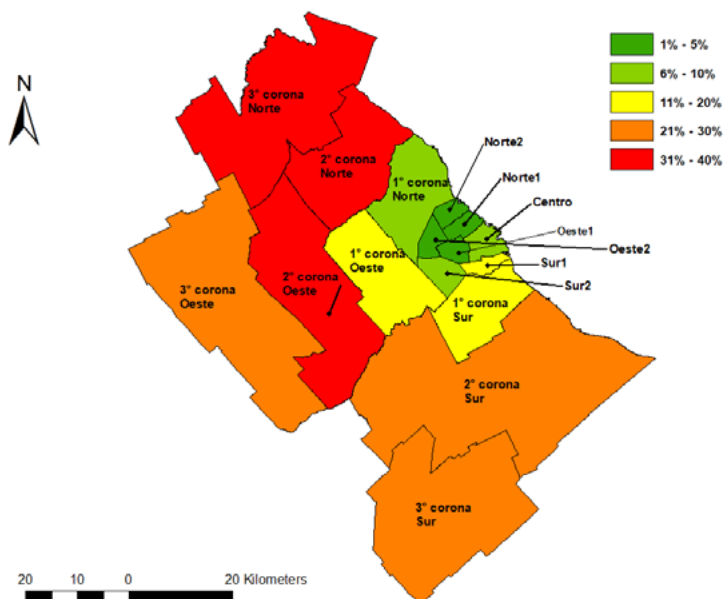
Albano Blas
Vergara

Tabla 5.
Viviendas deficitarias según zonas geográficas. RMBA. 2001-2010

Divisiones geográficas	2001		2010		Diferencia p.p. (%)	Variación relativa (%)
	Total	%	Total	%		
RMBA	655.198	15,7	581.504	12,5	-3,2	-11,2
Ciudad Autónoma de Buenos Aires	57.643	4,3	53.715	3,8	-0,5	-6,8
Centro	23.417	5,1	22.868	4,8	-0,3	-2,3
Norte 1	3.887	2,4	3.471	2,0	-0,4	-10,7
Norte 2	1.773	1,1	1.179	0,7	-0,5	-33,5
Oeste 1	5.576	2,5	5.287	2,2	-0,3	-5,2
Oeste 2	1.210	0,9	1.167	0,8	-0,1	-3,6
Sur 1	10.365	13,6	10.343	12,6	-1,0	-0,2
Sur 2	11.415	8,3	9.400	6,6	-1,6	-17,7
Conurbano (30 partidos)	597.555	21,2	527.789	16,3	-4,9	-11,7
Conurbano primera corona	177.076	12,1	146.795	9,3	-2,9	-17,1
Norte	35.860	7,1	28.495	5,4	-1,7	-20,5
Oeste	81.563	16,1	72.164	12,3	-3,8	-11,5
Sur	59.653	13,3	46.136	9,9	-3,4	-22,7
Conurbano segunda corona	367.170	30,9	328.942	23,0	-7,9	-10,4
Norte	90.287	31,3	74.263	21,0	-10,3	-17,7
Oeste	115.666	38,2	109.615	29,9	-8,3	-5,2
Sur	161.217	27,0	145.064	20,5	-6,5	-10,0
Conurbano tercera corona	53.309	31,0	52.052	23,2	-7,8	-2,4
Norte	39.440	32,3	37.095	23,3	-9,0	-5,9
Oeste	9.799	27,5	10.035	21,8	-5,7	2,4
Sur	4.070	28,4	4.922	25,5	-2,9	20,9

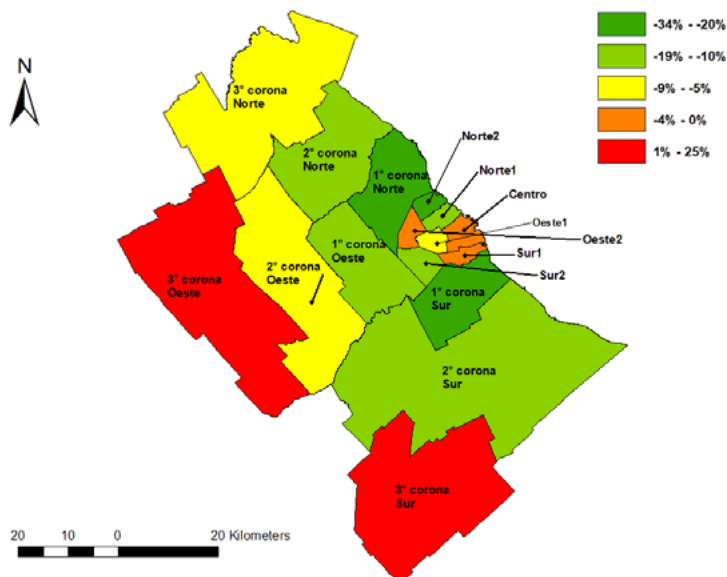
Fuente: elaboración propia a partir de datos de censo (Indec, 2001 y 2010)

Mapa 5.
Distribución déficit habitacional cualitativo: Viviendas. RMBA. 2001



Fuente: elaboración propia a partir de datos de censo (Indec, 2001 y 2010)

Mapa 6.
Parque de viviendas deficitarias. RMBA. Variación (%) 2001-2010



Fuente: elaboración propia a partir de datos de censo (Indec, 2001 y 2010)

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 141-166

161

*El problema
habitacional
y su evolución
reciente
en la Región
Metropolitana
Buenos Aires:
avances y
retrocesos
entre 2001 y
2010*

Albano Blas
Vergara

En la ciudad de Buenos Aires, la zona *Sur 2* redujo más el stock de viviendas en comparación con la zona *Sur 1* (mapa 6). Sin embargo, la relación hogares-viviendas en 2010 muestra un cuadro inverso. Esto es, el grado de allegamiento es notablemente superior en la zona *Sur 2* (1,51) que en la zona *Sur 1* (1,24), lo cual indicaría un agravamiento crítico de las condiciones habitacionales en dicho territorio.²⁸ Por otro lado, se advierte que prácticamente en toda la región se redujo el stock de viviendas deficitarias, a excepción de la *tercera corona* (Sur y Oeste). Ahora bien, no todos los territorios tuvieron la misma performance, es decir, la mayor reducción se produjo en determinadas zonas y sectores. En concreto, fueron las zonas *Primera Corona Norte*²⁹ y *Sur*³⁰ las que más redujeron el stock de viviendas deficitarias (entre -34% y -20%). Asimismo, la *primera* y la *segunda corona oeste* presentaron menores reducciones (entre -9% y 19%), que no pudieron contrarrestar el movimiento opuesto que se produjo a nivel de hogares.

RELAP

Notas finales

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 141-166

162

*El problema
habitacional
y su evolución
reciente
en la Región
Metropolitana
Buenos Aires:
avances y
retrocesos
entre 2001 y
2010*

Vergara Parra

La intervención del déficit habitacional es una materia destacada en diversas instancias internacionales. En la Conferencia Mundial del Hábitat (2001) se planteó un plan de acción sobre asentamientos humanos para América Latina y el Caribe en el que se planteaba —entre otras líneas— la necesidad de incrementar, por parte de los gobiernos, las soluciones habitacionales al menos en forma proporcional al crecimiento de nuevos hogares. Desde el punto de vista de los Estados se espera entonces que el conjunto de políticas e intervenciones permita avanzar en alguna medida en la resolución del problema del déficit habitacional. Para tales fines, los Estados deberían disponer de competencias tanto en el diagnóstico, la elaboración y los diseños de políticas habitacionales (estructuración de programas, financiamientos, fondos) como en su implementación y ejecución. En este sentido, la disponibilidad de cifras del déficit posibilita la mejora de programas habitacionales en cuanto a metas, plazos, localización, en especial si se consideran las tendencias que remarcan la necesidad de actualizar periódica y detalladamente los requerimientos, la dinámica de formación de hogares, los cambios de perfil y la heterogeneidad de los déficits cualitativo y cuantitativo.

A partir de estos lineamientos se enmarcó el presente trabajo, que tuvo como principal objetivo realizar una contribución al problema habitacional en la metrópoli de Buenos Aires. Con base en los análisis efectuados con las fuentes de información censal se concluyó que las mejorías habitacionales ocurridas a nivel global durante el período 2001-2010 no se produjeron de manera homogénea tanto en el conjunto de hogares con déficit cualitativo como tampoco en el conjunto del territorio de la RMBA. En efecto, la reducción de los hogares con déficit cualitativo se produjo —principalmente— en hogares sin allegamiento y hacinamiento. Es decir, en el segmento de hogares «mejor posicionados» dentro de las peores situaciones habitacionales. Por el contrario, las peores situaciones habitacionales (esto es, hogares con déficit, hacinamiento y cohabitación) no solo no se

28 En diciembre de 2010 se produjo una ocupación de tierras en los barrios de Villa Soldati y Villa Lugano (zona Sur 2) conocido como la «toma del Indoamericano» en la que cerca de mil quinientas personas intentaron ocupar tierras de un parque público. Tales episodios ponen en evidencia el agravamiento crítico de las condiciones habitacionales en esos territorios (Vergara, 2012).

29 La *primera corona norte* comprende los partidos de General San Martín, San Isidro, Tres de Febrero y Vicente López.

30 La *primera corona sur* comprende los partidos de Avellaneda, Lanús, Lomas de Zamora y Quilmes.

redujeron, sino que se incrementaron en términos relativos durante el decenio. Asimismo, en los hogares con déficit cualitativo se produjo también un aumento de la modalidad inquilinato, lo cual ha significado también un empeoramiento crítico de las condiciones de hábitat en dicha población. Por otra parte, a nivel espacial, las mejoras habitacionales tampoco se produjeron de manera homogénea en el territorio de la RMBA. El análisis socioespacial del déficit cualitativo puso de manifiesto que las mejoras tuvieron un patrón y una distribución espacial específicas. Esto es, *el corredor geográfico norte de la región metropolitana concentró principalmente las mejoras habitacionales a diferencia del corredor oeste y sur que, por el contrario, incrementó el stock de hogares con déficit cualitativo*. En consecuencia, el patrón espacial concentrado-segregado del déficit cualitativo *se mantuvo y se reforzó durante el período*.

Por último, una mirada general del déficit habitacional sugiere una leve mejora a nivel global. En efecto, el déficit cualitativo en la RMBA se redujo en casi cuatro puntos durante el último decenio. Sin embargo, al momento de descomponer los datos de déficit y desagregarlos territorialmente se observaron no solo cambios de composición (predominancia del déficit cuantitativo por sobre el cualitativo), sino también el agravamiento de situaciones habitacionales en varios territorios y franjas de la población. Sin lugar a dudas, todos los esfuerzos e iniciativas impulsadas por el gobierno nacional a partir de 2004 (principalmente, a partir de la implementación del Plan Federal de Viviendas) lograron revertir —en alguna medida— las tendencias globales del problema habitacional de las décadas previas. Sin embargo, es necesario remarcar que un aspecto de enorme relevancia del problema habitacional en Argentina es la ausencia de un mercado de créditos hipotecarios, así como también la escasa regulación estatal de los mercados de suelo urbano y el mercado inmobiliario. En este sentido, ninguna política ni programa de vivienda puede solucionar por sí mismo el problema habitacional.

Referencias bibliográficas

- ARRIAGADA LUCO, C. (2001). «Servicios sociales y vulnerabilidad en América Latina: conceptos, medición e indagación empírica, presentado al seminario internacional *Las diferentes expresiones de la vulnerabilidad social en América Latina y el Caribe*, Santiago de Chile, 20 y 21 y de junio.
- (2003a). *La dinámica demográfica y el sector habitacional en América Latina*. Serie Población y Desarrollo, n.º 33. Santiago de Chile: Cepal.
- (2003b). *América Latina: información y herramientas sociodemográficas para analizar y atender el déficit habitacional*. Serie Población y Desarrollo, n.º 45. Santiago de Chile: Cepal.
- BARRETO, M. (2012). «Cambios y continuidades en la política de vivienda argentina (2003-2007)», en *Cuadernos de Vivienda y Urbanismo*, vol. 5, n.º, pp. 12-31. en <<http://revistas.javeriana.edu.co/index.php/cvyu/article/view/5387>>, acceso: 7/12/2017.
- CASTELLS, M. (1976). *La cuestión urbana*. Madrid: Siglo XXI.
- CENTRO LATINOAMERICANO DE DESARROLLO (CELADE). (1996). *Déficit habitacional y datos sociodemográficos: una metodología*. LC/DEM.R.267. Santiago de Chile: Celade, en <<http://repositorio.cepal.org/handle/11362/9781>>, acceso: 7/12/2017.
- CENTRO DE ESTUDIOS BONAERENSE (1993). «Pobreza urbana: un análisis de la variación intercensal 80/91 en el Conurbano Bonaerense», en *Informe de Coyuntura*, pp. 57-68.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 141-166

163

*El problema
habitacional
y su evolución
reciente
en la Región
Metropolitana
Buenos Aires:
avances y
retrocesos
entre 2001 y
2010*

Albano Blas
Vergara

CENTRO DE ESTUDIOS LEGALES Y SOCIALES (CELS) (2013). «Vivienda adecuada y déficit habitacional. Intervenciones complejas y necesarias», en *Derechos humanos en Argentina. Informe 2013*. Buenos Aires: CELS, en: <<https://www.cels.org.ar/web/wp-content/uploads/2016/06/IA2013-4-vivienda-adecuada-y-deficit-habitacional.pdf>>, acceso: 14/12/2017.

COMISIÓN ECONÓMICA PARA AMÉRICA LATINA (CEPAL) (1995). «Alojar el desarrollo: una tarea para los asentamientos humanos», documento de la *Reunión Regional de América Latina y el Caribe preparatoria de la Conferencia de Naciones Unidas sobre asentamientos humanos*. Santiago de Chile: Cepal, en: <<http://repositorio.cepal.org/handle/11362/19425?locale-attribute=es>>, acceso: 7/12/2017.

———— (2001). *Plan de acción regional de América Latina y el Caribe sobre asentamientos humanos*. LC/DEM R 267. Santiago de Chile: Celade, en: <<http://repositorio.cepal.org/handle/11362/19571>>, acceso: 7/12/2017.

CLICHESKY, N. (2002). *Pobreza y políticas urbano-ambientales en Argentina*. Santiago de Chile: Cepal, en: <<http://archivo.cepal.org/pdfs/2002/S024234.pdf>>, acceso: 7/12/2017.

CRAVINO, M.; DEL RÍO, J. P. Y DUARTE, J. I. (2008). «Magnitud y crecimiento de villas y asentamientos en el Área Metropolitana de Buenos Aires en los últimos 25 años», trabajo presentado en el *xiv Encuentro de la Red Universitaria Latinoamericana de Cátedras de Vivienda*, en: <<http://www.igc.org.ar/megaciudad/N3/Asentamientos%20Irregulares%20AMB.pdf>>, acceso: 7/12/2017.

CRISTINI, M. e IARYCZOWER, M. (1997). «Un análisis económico de las políticas de vivienda: el FO.NA.VI.», trabajo presentado en la *Reunión de la Asociación Argentina de Economía Política*. Bahía Blanca.

CRISTINI, M.; BERMÚDEZ, G. Y MOYA, R. (2012). *La vivienda social: criterios de eficiencia y descentralización de la política habitacional*. Documento de Trabajo n.º 114. Buenos Aires: Fundación de Investigaciones Económicas Latinoamericanas, en: <http://www.fiel.org/publicaciones/Documentos/DOC_TRAB_1352228265562.pdf>, acceso: 7/12/2017.

CUENYA, B. (1989). *La información sobre pobreza habitacional como insumo para la política de vivienda. Comentario sobre el diseño conceptual del Censo 1990*. Documento de Trabajo n.º 17, Buenos Aires: Centro de Estudios Urbanos y Rurales.

———— (1997). «Descentralización y política de vivienda en la Argentina», en CUENYA, B. y FALÚ, A. (comps.). *Reestructuración del Estado y política de vivienda en Argentina*. Buenos Aires: CEA-CBC-UBA.

DEL RÍO, J. Y DUARTE, J. (2012). «La gestión del suelo y la distribución de la ciudad. Una articulación compleja para la política habitacional en el Conurbano Bonaerense», en CRAVINO, M. *Construyendo barrios. Transformaciones territoriales a partir de los Programas Federales de Vivienda en el Área Metropolitana Buenos Aires (2004-2009)*. Buenos Aires: Universidad Nacional de General Sarmiento-CICCUS. doi: 10.4067/S0718-65682013000300025.

DI VIRGILIO, M.; RODRIGUEZ, M. Y MERA, G. (2016). «La vivienda, un problema persistente: las condiciones habitacionales en el Área Metropolitana de Buenos Aires, 1991-2010», en *Revista CIS*, n.º 20, pp. 21-48, en: <<http://www.techo.org/paises/chile/wp-content/uploads/2016/08/CIS20-Art%C3%ADculo-Di-Virgilio-Rodr%C3%ADguez-Mera.pdf>>, acceso: 7/12/2017.

DIRECCIÓN NACIONAL DE POLÍTICAS HABITACIONALES. SECRETARÍA DE OBRAS PÚBLICAS (2012). *Evolución de la situación habitacional 2001-2010. Informe preeliminar*. Buenos Aires: Ministerio de Planificación Federal, Inversión Pública y Servicios.

ESPINOZA, V. e ICAZA, A. M. (1991). *Hogares y allegados en el área metropolitana de Santiago. Análisis de los datos de la encuesta Casen 1987*, Santiago de Chile: Centro de Estudios Sociales y Educación Sur.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 141-166

164

El problema
habitacional
y su evolución
reciente
en la Región
Metropolitana
Buenos Aires:
avances y
retrocesos
entre 2001 y
2010

Vergara Parra

- GARAY, A. (2007), *Lineamientos Estratégicos para la Región Metropolitana Buenos Aires*. Buenos Aires: Gobierno de la Provincia de Buenos Aires.
- HARVEY, D. (1997). *Urbanismo y desigualdad social*. Madrid: Siglo XXI.
- HERZER, H. y DI VIRGILIO, M. (2011). «Las necesidades habitacionales en la Ciudad de Buenos Aires: cuántos, cómo, quiénes, cómo y por qué», en *Realidad Económica*, vol. 262, en: <https://www.academia.edu/3886312/Las_necesidades_habitacionales_en_la_Ciudad_de_Buenos_Aires_QUI%20%20Agnes_cu%20%20Aintos_c%20%20B3mo_y_por_qu%20%20A9>, acceso: 7/12/2017.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICAS Y CENSOS (INDEC) (2001). *Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas, 2001. Base de datos Redatam+SP*. Buenos Aires: Indec, en: <<https://www.indec.gob.ar/bases-de-datos.asp>>, acceso: 7/12/2017.
- (2010). *Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas, 2010. Base de datos Redatam+SP*. Buenos Aires: Indec, en: <<https://www.indec.gob.ar/bases-de-datos.asp>>, acceso: 7/12/2017.
- PUTERO, L. (2012). *Vivienda, déficit habitacional y políticas sectoriales*. Buenos Aires: CIGES.
- RODRIGUEZ, A. y SUGRANYES, A. (2004). «El problema de la vivienda de los “con techo”», en *Revista EURE*, vol. 30, n.º 91, pp. 53-65, en: <http://www.scielo.cl/scielo.php?script=sci_arttext&pid=So250-71612004009100004>, acceso: 7/12/2017.
- SCHTEINGART, M. y TORRES, H. (1973), «Procesos sociales y estructuración metropolitana en América Latina. Estudio de casos», en *Revista Desarrollo Económico*, vol. 12, n.º 48, pp. 725-760.
- TORRES, H. (2001). «Cambios socioterritoriales en Buenos Aires durante la década de 1990», en *Revista EURE*, vol. 27, n.º 80, pp. 33-56, en: <http://www.scielo.cl/scielo.php?script=sci_arttext&pid=So250-71612001008000003>, acceso: 7/12/2017.
- VERGARA, A. (2012), «La cuestión de la tierra y la vivienda en la ciudad: la toma del Parque Indoamericano a la luz de la historia reciente», en *Revista Pensar Históricamente. Pasado, Presente y Futuro*, año 2, n.º 2.
- (2017), «Segregación socio-territorial en la Región Metropolitana Buenos Aires. Controversias y aportes en torno a la cuantificación de la población en villas de emergencia y asentamientos precarios. Período 2001-2010», en *RIURB. Revista Iberoamericana de Urbanismo* [en prensa].
- YUJNOVSKY, O. (1984). *Claves políticas para el problema habitacional argentino: 1955-1981*. Buenos Aires: Grupo Editor Latinoamericano.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 141-166

165

*El problema
habitacional
y su evolución
reciente
en la Región
Metropolitana
Buenos Aires:
avances y
retrocesos
entre 2001 y
2010*

Albano Blas
Vergara

Fatores associados à ocorrência de acidentes de trânsito no Brasil em 2013

Factors associated with the occurrence of traffic accidents in Brazil in 2013

Luciana Conceição de Lima¹

Universidade Federal do Rio Grande do Norte

Valdeniz da Silva Cruz Júnior²

Universidade Federal do Rio Grande do Norte; CAPES

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2017

pp. 167-180

167

*Fatores
associados à
ocorrência de
acidentes de
trânsito no
Brasil em 2013*

Lima /
da Silva Cruz

Resumo

O presente artigo analisou a associação entre a ocorrência de acidentes de trânsito e fatores demográficos e comportamentais para o Brasil. Utilizou-se a base de dados da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) 2013, tendo sido analisados 26.754 casos de condutores de carro e motocicleta de 18 anos ou mais de idade. Por meio de modelos de regressão de Poisson foram estimadas razões de prevalência (RP) para três modelos multivariados. Entre os principais resultados, verificou-se que apenas a escolaridade do condutor não alcançou

Abstract

This article analyzes the association between the occurrence of traffic accidents and demographic and behavioral factors in Brazil. We use the database of the National Health Survey (PNS) 2013 and analyze 26,754 cases of car and motorcycle drivers aged 18 or over. Through Poisson regression models we estimate prevalence ratios (PR) for three multivariate models. Among the associated factors included, only driving classes did not reach statistical significance in any of

-
- 1 Doutora (2009-2013) em Demografia, mestre e graduada em Ciências Sociais (2002-2006) pela Universidade Federal de Minas Gerais. Desde 2014 é professora adjunta do Departamento de Demografia e Ciências Atuariais da Universidade Federal do Rio Grande do Norte (UFRN) e membro permanente do Programa de Pós-Graduação em Demografia (PPGDEM) também da UFRN. <limamarx@gmail.com>
 - 2 Mestrando em Demografia pelo Programa de Pós-graduação em Demografia da UFRN. Bolsista da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES).

significância estatística em nenhum dos modelos multivariados, sendo observados também diferenciais entre homens e mulheres no efeito do hábito de beber e dirigir sobre a ocorrência de acidentes de trânsito.

Palavras-chave: Acidente de Trânsito. Fatores Demográficos. Fatores Comportamentais. PNS 2013.

the models, and different effects were found for the habit of drinking and driving on the occurrence of traffic accidents among men and women.

Keywords: Traffic accident. Demographic factors. Behavioural factors. PNS 2013.

Recibido: 4/3/2017. **Aceptado:** 28/9/2017

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2017

pp. 167-180

168

*Fatores
associados à
ocorrência de
acidentes de
trânsito no
Brasil em 2013*

Lima /
da Silva Cruz

Introdução

A mortalidade por causas externas configura-se como um grave problema social, econômico e de saúde pública, sendo os óbitos por acidentes de trânsito de grande relevância dentro desse grupo. Segundo relatório da OMS para 2013, entre todas as regiões do mundo, a África apresentava a maior taxa de mortalidade por acidentes de trânsito (24,1 óbitos por 100 mil habitantes). Embora a região das Américas tenha apresentado a segunda menor taxa entre os demais continentes (16,1 óbitos por 100 mil), em seu território verificam-se diferenciais importantes no que se refere ao risco de óbito por essa causa. Enquanto a Guatemala registrou uma taxa de mortalidade por acidentes de trânsito de 6,7 óbitos por 100 mil habitantes, a República Dominicana alcançou 41,7 óbitos por 100 mil no mesmo período (OMS, 2013).

No caso do Brasil, segundo esse mesmo relatório da OMS, o país apresentava uma taxa de mortalidade por acidentes de trânsito de 22,5 óbitos por 100 mil habitantes, superando alguns países latino-americanos, como a Argentina (12,6 e o Chile (12,3) (OMS, 2013). Os acidentes de trânsito deixam muitos feridos que podem ficar com sequelas temporárias ou por toda a vida, gerando altos custos com internações hospitalares e gastos previdenciários (OLIVEIRA; SOUSA, 2012). Em 2012, a Previdência Social estimou em R\$ 12 bilhões os gastos com benefícios relacionados a acidentes de trânsito (BRASIL, 2014). Essa é uma situação preocupante, pois grande parte desses beneficiários encontra-se em idade ativa e, portanto, deveria estar contribuindo para o sistema em vez de receber.

A ocorrência dos acidentes de trânsito é de natureza multifatorial, sendo encontrada na literatura referência aos fatores ligados às condições ambientais das vias, às condições mecânicas dos veículos e aos fatores humanos (OMS, 2015; ALAVI *et al.*, 2017). Embora seja importante considerar o componente aleatório dos sinistros viários, a maior parte dos acidentes de trânsito que ocorrem em todo o mundo é previsível e prevenível (OMS, 2015). Considerando a importância dos fatores humanos, sobretudo no que diz respeito às características individuais e sociais dos condutores, o objetivo desse artigo é verificar a associação de características socioeconômicas e comportamentais à ocorrência dos acidentes de trânsito no Brasil, em 2013. Para atingir o objetivo proposto, utilizou-se a base de dados da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) 2013 que inclui, entre outros, informações relacionadas aos acidentes de trânsito e práticas dos condutores, tais como dirigir sob efeito de bebida alcoólica e uso de equipamentos de segurança. Foram utilizados modelos de regressão de Poisson para identificar a associação e os efeitos dos fatores associados selecionados sobre a ocorrência desses acidentes, e esses aspectos serão mais bem explicados nos próximos itens desse artigo.

Fatores associados aos acidentes de trânsito

Vários estudos relacionados às causas dos acidentes de trânsito afirmam que essas ocorrências são resultado de múltiplos fatores que, em grande medida, são passíveis de prevenção (BACCHIERI; GIGANTE; ASSUNÇÃO, 2005; LARANJEIRA *et al.*, 2007; TEIXEIRA; CALIXTO; PINHEIRO, 2008; ALMEIDA; PIGNATTI; ESPINOSA, 2009; NODARI; CHAGAS; LINDAU, 2012). Segundo o relatório da Organização Mundial de Saúde (OMS, 2013), a chave para a redução da mortalidade por acidentes de trânsito é garantir que os países adotem leis que cubram os cinco principais fatores de risco: dirigir sob efeito de álcool; excesso de velocidade; e a

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2017

pp. 167-180

169

*Fatores
associados à
ocorrência de
acidentes de
trânsito no
Brasil em 2013*

Lima /
da Silva Cruz

não utilização de capacete, cinto de segurança e dispositivos de restrição infantil. O próximo item apresenta com detalhes alguns desses fatores contribuintes para a ocorrência dos acidentes de trânsito.

Características socioeconômicas dos condutores

A maior prevalência dos condutores do sexo masculino em acidentes tanto fatais como não fatais tem sido atestada por vários estudos, tendo em vista a maior exposição masculina ao risco (TEIXEIRA; CALIXTO; PINHEIRO, 2008; OLIVEIRA; SOUSA, 2012; ROCHA; CHOR, 2013; MORAIS *et al.*, 2014). Segundo dados da OMS (2013), os homens representam mais de 77% dos óbitos no trânsito em todo o mundo.

Além da predominância masculina entre as vítimas de acidentes de trânsito, verifica-se também padrão etário jovem dos envolvidos nessas ocorrências (BARROS *et al.*, 2003; TEIXEIRA; CALIXTO; PINHEIRO, 2008). Esses jovens representam parte da população em idade ativa do Brasil, o que significa impactos negativos na economia por perder mão de obra e contribuintes para a Previdência Social. Ademais, de acordo com alguns estudos, os óbitos por acidentes de trânsito já começam a afetar a expectativa de vida da população brasileira (CAMARGO, 2007; ARAÚJO *et al.*, 2009; CAMARGO; IWAMOTO, 2012).

Estudos prévios encontraram associação entre ocorrência de acidentes de trânsito e baixa escolaridade (MAGALHÃES *et al.*, 2011; MALTA *et al.*, 2016), uma vez que menores níveis de instrução podem significar também condições insuficientes de conscientização e conhecimento ao dirigir. Porém, cabe ressaltar que a escolaridade pode ser uma *proxy* para condições socioeconômicas do indivíduo, sendo possível, portanto, que a associação entre acidentes de trânsito e menores níveis de instrução seja fruto da maior exposição desses indivíduos a situações que favorecem a ocorrência desses eventos (ANDRADE; MELLO-JORGE, 2016).

No que se refere à raça/cor, que também pode ser uma *proxy* para a condição social do indivíduo, estudos para localidades do Brasil têm encontrado relação entre raça/cor e ocorrência de acidentes de trânsito, sendo os maiores riscos para indivíduos autodeclarados pretos ou pardos (ARAÚJO *et al.*, 2009; MALTA *et al.*, 2016). Esses resultados têm sido explicados por alguns autores como uma reprodução das desigualdades socioeconômicas por raça/cor existente no Brasil, em que as condições socioeconômicas desfavoráveis da população negra e indígena se perpetuam e se manifestam também no campo da saúde, como a maior exposição às causas externas de morbimortalidade (ARAÚJO *et al.*, 2009; ANDRADE; MELLO-JORGE, 2016).

Quanto às regiões brasileiras, o Norte e o Nordeste tendem a apresentar os piores indicadores sobre ocorrência de acidentes de trânsito do que as demais, sendo também as regiões com menor prevalência no uso de importantes equipamentos de segurança no trânsito, como cinto de segurança e capacete (MALTA *et al.*, 2016).

Características comportamentais

Mais de 90% das causas relacionadas aos acidentes de trânsito são humanas e apenas 10% referem-se às condições ambientais, das vias ou do veículo (TEIXEIRA; CALIXTO; PINHEIRO, 2008). No âmbito mundial, constata-se que entre 35% e 50% das ocorrências de acidentes de trânsito estão ligadas à presença de alcoolemia do condutor (ADURA; JORGE, 2013). O ato de dirigir alcoolizado traz riscos tanto para o motorista quanto para os passageiros. Segundo o I Levantamento Nacional sobre os Padrões de Consumo de Alcool na

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2017

pp. 167-180

170

Fatores
associados à
ocorrência de
acidentes de
trânsito no
Brasil em 2013

Lima /
da Silva Cruz

População Brasileira, cerca de 34% da população geral adulta afirmou que já pegou carona com motoristas alcoolizados (LARANJEIRA *et al.*, 2007).

Entre os fatores comportamentais no trânsito que podem causar sérias lesões ou até mesmo a morte de passageiros e condutores está a não utilização de equipamentos de segurança (OMS, 2013). Os capacetes são instrumentos eficientes para a redução da probabilidade de traumatismos na cabeça (OPAS, 2007). Porém, segundo dados da PNS 2013, estima-se que no Brasil a prevalência de uso desse equipamento ainda não alcança 100% (83,4% entre condutores e 80,1% entre passageiros de motocicleta) (MALTA *et al.*, 2016). No caso do uso de cinto de segurança, também são estimadas prevalências ainda menores (79,4% de uso nos bancos da frente e 50,2% nos bancos de trás), embora seja amplamente disseminado que a utilização desse dispositivo seja importante para a proteger passageiros e condutores de ferimentos graves, tais como traumas de face e de abdômen (FONSECA, 2007; MOHAMMADZADEH *et al.*, 2015). Quanto aos dispositivos de restrição infantil nos veículos, popularmente conhecidos como “cadeirinhas”, “bebê conforto” ou “assento de elevação”, eles são igualmente importantes para a proteção das crianças. O não uso ou a utilização inadequada desses dispositivos podem acarretar sérias consequências, como lesões abdominais, torácicas, ou até mesmo o óbito (SOUSA *et al.*, 2014).

O consumo de bebida alcóolica antes de dirigir está associado ao aumento no risco de ocorrência de acidentes de trânsito, uma vez que motoristas que dirigem sob efeito de álcool têm a sua capacidade motora e de discernimento alterada (OMS, 2013). No Brasil, proporção de motoristas adultos de carro ou moto que dirigem logo depois de beber é estimada em 24,4% para homens e em 24,1% para jovens de 18 a 29, que constituem os principais grupos mais vulneráveis a essa atitude no trânsito (MALTA *et al.*, 2016).

Material e métodos

A base de dados da PNS 2013 objetiva averiguar com maior abrangência a situação de saúde e os estilos de vida da população brasileira (DAMACENA *et al.*, 2015). Optou-se por utilizar essa base de dados tendo em vista tanto a sua ampla abrangência geográfica quanto o fato de incluir características demográficas e comportamentais relacionadas ao trânsito, como o consumo de bebidas alcóolicas antes de dirigir. Foram analisados 26.754 casos de condutores de carro ou moto com idade acima de 18 anos em todo o Brasil. Para expressar a ocorrência do acidente de trânsito, construiu-se uma variável de resposta binária assumindo zero (0), se o respondente dirige carro ou motocicleta mas não tinha se envolvido em acidente de trânsito no qual tenha sofrido lesões corporais nos últimos 12 meses, e um (1), se o respondente dirige carro ou motocicleta e tinha se envolvido em acidente de trânsito no qual tenha sofrido ferimentos nos últimos 12 meses como condutor de um desses meios de transporte.

Na PNS 2013 é possível obter informações para condutores de outros meios de transporte terrestre, porém, optou-se por analisar apenas casos de condutores de carro e motocicleta por serem quantitativamente mais significativos em comparação aos demais. Embora estudos prévios apontem diferenciais importantes entre condutores de motocicleta e de carros, tais como perfil socioeconômico mais desfavorável dos primeiros e também a própria condição de fragilidade dos motociclistas com relação a boa parte dos demais meios de transportes terrestres (SOUZA, 2007; ANDRADE; MELLO-JORGE, 2017), optou-se em agregar essas duas categorias de condutores. Isso foi necessário tendo em

RELAP

Ano 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2017

pp. 167-180

171

Fatores
associados à
ocorrência de
acidentes de
trânsito no
Brasil em 2013

Lima /
da Silva Cruz

vista os poucos casos de respondentes que disseram ter sofrido algum acidente de trânsito nos últimos 12 meses e com lesão corporal (1.076 casos de condutores de carro ou moto). Com relação à idade do condutor, construiu-se a variável grupos etários: 18 a 29 anos; 30 a 39 anos; 40 a 49 anos; e 50 anos ou mais. A escolaridade do indivíduo foi classificada em quatro grupos: sem instrução/ensino fundamental incompleto; fundamental completo/ensino médio incompleto; ensino médio completo/ensino superior incompleto; ensino superior completo. A raça/cor ficou subdividida em dois grupos (brancos/amarelos e pretos/pardos/indígenas) e a região do respondente foi categorizada em Região Norte, Região Sudeste, Região Sul e Região Centro-oeste. Como característica comportamental no trânsito, incluiu-se a variável se o respondente dirigiu em algum dos dias em que consumiu bebida alcoólica.

Sobre os métodos, foram utilizados modelos de regressão de Poisson. Usualmente empregado no estudo da ocorrência de um pequeno número de eventos, em função de um conjunto de variáveis explicativas (PARODI; BOTARELLI, 2006), o modelo de regressão de Poisson foi entendido como o mais apropriado para a análise dos dados por considerar a ocorrência de acidentes de trânsito um evento raro na amostra analisada (1.076 casos de condutores de carro/moto que se envolveram em acidente grave nos últimos 12 meses, o que representa 4,02% do total de casos analisados). A PNS 2003 possui um desenho amostral complexo, mais especificamente, uma amostragem por conglomerado em três estágios de seleção, com estratificação das unidades primárias de amostragem (UPA). Nesse caso, recomenda-se a incorporação desse desenho nas estimativas (SOUZA-JUNIOR, 2015), o que foi realizado nos cálculos das proporções e estimativas dos intervalos de confiança, bem como dos modelos de regressão utilizados no presente trabalho, ambos por meio do comando *svy* para amostras complexas, disponível no pacote estatístico STATA, versão 12. Nos modelos de regressão de Poisson foram estimadas as razões de prevalência (RP) e que são indicadas em estudos de corte transversal com desfechos binários, para associação entre exposição e desfecho (MORAIS *et al.*, 2014). Inicialmente, procedeu-se a uma análise univariada, tendo como variável dependente a ocorrência/não ocorrência do acidente de trânsito nos últimos 12 meses como condutor de carro ou motocicleta. Todos os fatores associados apresentaram valor de *p* inferior a 0,25 na análise univariada, então, todos foram incluídos nos modelos multivariados. Em seguida, foram construídos três modelos multivariados: o primeiro incluiu os fatores associados demográficos; o segundo adicionou o fator associado ao comportamento ao dirigir; e o terceiro modelo incluiu um termo interativo entre sexo e se o condutor dirigiu em algum dos dias em que consumiu bebida alcoólica. Para verificar a significância global das variáveis em cada modelo foi utilizado também o teste de *Wald*.

Resultados e discussão

Os resultados da análise descritiva se encontram na Tabela 1. Conforme é possível observar, do total de condutores de carro ou moto com idade entre 18 e 29 anos, cerca de 6% declararam envolvimento em acidente de trânsito no qual tenham sofrido lesões corporais nos últimos 12 meses. Esse percentual diminui à medida que se avança nos grupos etários mais elevados, sendo de apenas 1,34% no grupo etário 50 anos ou mais.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2017

pp. 167-180

172

Fatores
associados à
ocorrência de
acidentes de
trânsito no
Brasil em 2013

Lima /
da Silva Cruz

Tabela 1

Se nos últimos 12 meses se envolveu em acidente de trânsito no qual tenha sofrido lesões corporais como condutor de carro ou moto, por fatores selecionados, com indicação do intervalo de confiança (IC) de 95%, Brasil, 2013 (N=26.754)

	Se nos últimos 12 meses se envolveu em acidente de trânsito no qual tenha sofrido lesões corporais condutor de carro ou moto							
	Sim			Não			Total	
Fatores selecionados	N	%	IC (95%)	N	%	IC (95%)	N	%
Grupos etários								
18 a 29 anos	469	6,04	5,08-7,17	6,925	94,0	92,8-94,9	7,394	100
30 a 39 anos	337	4,74	3,93-5,70	7,310	95,3	94,3-96,1	7,647	100
40 a 49 anos	168	2,77	2,11-3,63	5,233	97,2	96,4-97,9	5,401	100
50 anos ou mais	95	1,34	0,97-1,86	5,556	98,7	98,2-99,0	5,651	100
Sexo								
Feminino	231	2,14	1,72-2,65	8,992	97,9	97,5-98,3	9,223	100
Masculino	845	4,63	4,08-5,26	16,686	95,4	94,7-95,9	17,531	100
Escolaridade								100
Sem instrução/Ensino fundamental incompleto	276	3,97	3,21-4,90	6,477	96,0	95,1-96,8	6,753	100
Fundamental completo/Ensino médio incompleto	216	5,10	4,11-6,31	3,755	94,9	93,7-95,9	3,971	100
Ensino médio completo/Ensino superior incompleto	437	4,05	3,43-4,78	9,665	95,9	95,2-96,8	10,102	100
Ensino superior completo	147	2,46	1,80-3,37	5,781	97,5	96,6-98,2	5,928	100
Raça/cor								
Branco e amarelo	420	3,07	2,60-3,62	12,376	96,9	96,4-97,4	12,796	100
Pretos, pardos e indígenas	656	4,86	4,22-5,58	13,302	95,1	94,4-9,58	13,958	100
Região								
Região Norte	292	5,89	4,66-7,42	4,977	94,1	92,6-95,3	5,269	100
Região Nordeste	333	4,92	4,20-5,76	6,645	95,1	94,2-95,8	6,978	100
Região Sudeste	160	3,00	2,33-3,85	6,066	97,	96,1-97,7	6,226	100
Região Sul	123	3,49	2,58-4,70	3,984	96,5	95,3-97,4	4,107	100
Região Centro-oeste	168	4,79	3,86-5,94	4,006	95,2	94,1-96,1	4,174	100
Se dirigiu em algum dos dias em que consumiu bebida alcoólica								
Sim	187	8,22	6,50-10,4	2,134	91,8	89,6-93,5	2,321	100
Não	288	4,29	3,54-5,20	6,787	95,7	94,8-96,5	7,075	100

Fonte dos dados básicos: PNS, 2013.

O intervalo de confiança indica a precisão dos dados e é determinado pelo erro amostral da pesquisa. Significa que, estatisticamente, a proporção estimada pode variar entre o limite inferior e o superior

<https://www.seade.gov.br/wp-content/uploads/2016/01/Primeira_Analise_33_dez_final.pdf>

Do total de condutores de carro ou moto do sexo feminino, cerca de 2% se envolveram em acidente de trânsito nos últimos 12 meses, enquanto para os homens esse percentual foi praticamente o dobro (4,63%). Vale ressaltar que os homens constituíram maioria no total da amostra de condutores de carro ou moto (66%). Já com relação à escolaridade,

RELAP

Ano 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2017

pp. 167-180

173

Fatores
associados à
ocorrência de
acidentes de
trânsito no
Brasil em 2013

Lima /
da Silva Cruz

a maior parte dos condutores tinha ensino médio completo ou ensino superior incompleto, seguindo tendência da escolaridade da população brasileira. Para esse nível de ensino, cerca de 4% dos condutores de carro ou moto disseram ter sofrido acidente de trânsito com lesões corporais no último ano, enquanto na categoria “fundamental completo/ensino médio incompleto” essa cifra foi um pouco maior (5,10%) (Tabela 1).

Tabela 2
Razões de prevalência (RP) multivariadas de fatores selecionados para a ocorrência de acidentes de trânsito entre condutores de carro ou moto, Brasil, 2013

Fatores Selecionados	Modelo 1 (N=26.093)		Modelo 2 (N=9.221)		Modelo 3 (N=9.221)	
	RP	IC (95%)	RP	IC (95%)	RP	IC (95%)
Grupos etários						
18 a 29 anos	-	-	-	-	-	-
30 a 39 anos	0,82	0,637-1,064	0,71*	0,494-1,018	0,70*	0,490-1,007
40 a 49 anos	0,47**	0,346-0,649	0,52**	0,333-0,810	0,52**	0,333-0,807
50 anos ou mais	0,22**	0,150-0,332	0,30**	0,169-0,534	0,30**	0,167-0,532
Sexo						
Feminino	-	-	-	-	-	-
Masculino	2,20**	1,691-2,861	1,36	0,888-2,071	1,81**	1,095-2,982
Escolaridade						
Sem instrução/Ensino fundamental incompleto	1,13	0,862-1,469	1,25	0,838-1,856	1,24	0,830-1,838
Fundamental completo/Ensino médio incompleto	1,18	0,909-1,542	1,31	0,912-1,890	1,3	0,904-1,872
Ensino médio completo/Ensino superior incompleto	-	-	-	-	-	-
Ensino superior completo	0,88	0,619-1,260	0,99	0,600-1,666	0,99	0,591-1,654
Raça/cor						
Branco e amarelo	-	-	-	-	-	-
Pretos, pardos e indígenas	1,18	0,929-1,486	1,50**	1,052-2,134	1,50**	1,056-2,143
Região						
Região Norte	1,52**	1,068-2,152	1,10	0,650-1,870	1,09	0,646-1,837
Região Nordeste	1,27	0,929-1,486	1,13	0,732-1,746	1,13	0,733-1,751
Região Sudeste	-	-	-	-	-	-
Região Sul	1,16	0,773-1,735	1,16	0,725-1,821	1,17	0,732-1,855
Região Centro-oeste	1,45**	1,042-2,002	1,17	0,751-1,821	1,17	0,754-1,826
Se dirigiu em algum dos dias em que consumiu bebida alcoólica						
Sim			1,73**	1,261-2,367	4,22**	1,980-8,998
Não			-	-	-	-
Sexo* Se dirigiu em algum dos dias em que consumiu bebida alcoólica					0,37**	0,162-0,820
Teste de Wald						
Valor de F		13,3		4,54		4,19
Valor de p		0,0000		0,0000		0,0000

Fonte dos dados básicos: PNS, 2013.

*valor de p igual ou menor que 0,10

**valor de p igual ou menor que 0,05

No que se refere à raça/cor, entre os condutores de carro ou moto autodeclarados brancos ou amarelos, 3,07% disseram ter se envolvido em acidente de trânsito e, entre aqueles autodeclarados pretos, pardos ou indígenas, esse percentual foi de 4,86%. A Região Norte apresentou, comparativamente às demais, percentual um pouco maior de condutores de carro ou moto que se acidentaram nos últimos 12 meses (cerca de 6%) (Tabela 1).

Com relação à variável comportamental “se dirigiu em algum dos dias em que consumiu bebida alcoólica”, entre aqueles que responderam “sim”, o percentual de condutores de carro ou moto que se acidentaram e com lesões nos últimos 12 meses foi de 8,22% e, entre aqueles que disseram “não”, correspondeu a 4,29% (Tabela 1).

A Tabela 2 apresenta as razões de prevalência estimadas pelos modelos multivariados da regressão de Poisson a fim de identificar os fatores associados à ocorrência dos acidentes de trânsito entre condutores de carro ou moto e a interação entre esses fatores.

No modelo 1, que incluiu os fatores associados demográficos, os grupos etários de 40 anos ou mais se revelaram fatores associados e protetores à ocorrência de acidentes de trânsito, em comparação ao grupo etário de referência (18 a 29 anos). O sexo também se apresentou como um fator associado importante, indicando para condutores de carro ou moto do sexo masculino uma razão de prevalência de acidente de trânsito nos últimos 12 meses 120% maior em comparação com as mulheres (RP=2,20; $p<0,05$). No que se refere à região, residência na Região Norte (RP=1,52; $p<0,05$) e na Região Centro-Oeste (RP=1,45; $p<0,05$) se mostrou como fator deletério aos condutores de carro ou moto, em comparação à residência na Região Sudeste do país. A raça/cor e a escolaridade do indivíduo não se associaram à ocorrência de acidentes de trânsito no modelo 1 (Tabela 2).

No modelo 2, com a inclusão da variável comportamental se o respondente dirigiu em algum dos dias em que consumiu bebida alcoólica, algumas variáveis ganharam significância estatística, outras tiveram seus efeitos potencializados ou até mesmo perderam associação com a variável dependente. No caso dos grupos etários, a categoria 30 a 39 anos (RP=0,71; $p<0,10$) alcançou significância estatística e os demais grupos etários mantiveram a associação apresentada no modelo 1, porém, com magnitude ainda maior (Tabela 2).

A escolaridade continuou não apresentando associação estatística com a ocorrência de acidentes entre condutores de carro e moto, e a variável raça/cor se revelou como um fator associado, sendo maior a razão de prevalência para a categoria dos pardos/pretos/indígenas (RP=1,50; $p<0,05$) com relação à categoria de referência (brancos e amarelos). O sexo do condutor e a região de residência perderam associação estatística com a inclusão do fator associado comportamental, que, por sua vez, apresentou-se como um fator associado importante: a razão de prevalência de acidentes de trânsito para condutores que disseram ter dirigido em algum dos dias em que consumiu bebida alcoólica foi 73% maior em comparação com aqueles que disseram não ter tido essa atitude alguma vez (RP=1,73; $p<0,05$) (Tabela 2).

Entre os resultados do modelo 2, chama a atenção a perda de significância estatística da variável sexo, um fator importante relacionado à ocorrência de acidentes de trânsito conforme estabelecido pela literatura. A fim de testar essa possível relação entre sexo e se o respondente dirigiu em algum dos dias em que consumiu bebida alcoólica, foi incluído um termo interativo entre essas duas dimensões no modelo 3. Conforme é possível

RELAP

Ano 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2017

pp. 167-180

175

*Fatores
associados à
ocorrência de
acidentes de
trânsito no
Brasil em 2013*

Lima /
da Silva Cruz

verificar, essa interação foi estatisticamente significativa, indicando que o efeito de beber e dirigir sobre a ocorrência de acidente de trânsito não parece ser o mesmo para homens e mulheres. A razão de prevalência para condutores do sexo masculino que declaram ter dirigido em algum dos dias que consumiram bebida alcóolica foi 63% menor em relação às mulheres que também declararam ter esse hábito.

Discussão

Esse artigo testou a associação de fatores demográficos (grupos etários, sexo, escolaridade, raça/cor e Grandes Regiões) e comportamental (se dirigiu em algum dos dias em que consumiu bebida alcóolica) com a ocorrência dos acidentes de trânsito entre condutores de carro ou moto no Brasil em 2013. De um modo geral, pode-se dizer que os resultados encontrados corroboram trabalhos prévios e também indicam interações importantes entre os fatores associados selecionados.

A associação encontrada entre sexo e a ocorrência de acidentes de trânsito tem sido bem fundamentada pela literatura (TEIXEIRA; CALIXTO; PINHEIRO, 2008; OLIVEIRA; SOUSA, 2012; ROCHA; CHOR, 2013; MORAIS *et al.*, 2014). Ela Pode Ser um resultado não só da sobrerrepresentação de homens entre os condutores de veículos, significando para eles uma maior exposição ao risco de acidentes, mas também do fato de que as mulheres tendem a uma maior percepção de risco e respeito às leis de trânsito, o que as protegeriam mais dessas ocorrências (BOSE; SEGUI-GOMEZ; CRANDALL, 2011; ALVER; DEMIREL; MUTLU, 2014).

Todavia, com relação a esse último aspecto, há tendência de maior envolvimento de mulheres em acidentes de trânsito em decorrência de mudanças comportamentais dessas condutoras, tais como a combinação entre bebida alcóolica e direção (ALVER; DEMIREL; MUTLU, 2014; VACA; ROMANO; FELL, 2014). No presente artigo, verificou-se uma interação estatisticamente significativa entre sexo e se o condutor dirigiu em algum dos dias em que consumiu bebida alcóolica, sendo para as condutoras um efeito maior desse hábito de beber e dirigir para a ocorrência de acidentes. Apesar desse resultado estar em linha com estudos prévios (KERR-CORRÊA, 2005; VACA; ROMANO; FELL, 2014), é importante destacar que a variável utilizada no presente artigo como fator comportamental no trânsito não possui um período de referência definido. Tal limitação deve ser considerada uma vez que a variável dependente construída (ocorrência/não ocorrência de acidente de trânsito) diz respeito aos 12 meses anteriores à data da entrevista.

Com relação aos resultados encontrados para os grupos etários, também tem sido relatada pela literatura maior associação de acidentes de trânsito com jovens condutores (DANTAS *et al.*, 2009; ALVER; DEMIREL; MUTLU, 2014). Fatores como dirigir sob efeito de álcool e outras drogas, menor respeito às leis de trânsito, inexperiência e desatenção ao volante contribuem para que o grupo etário jovem esteja mais envolvido em ocorrências desse tipo (BRASIL, 2010; ALVER; DEMIREL; MUTLU, 2014). Inclusive os resultados encontrados mostraram que a inclusão do fator associado se dirigiu em algum dos dias em que consumiu bebida alcóolica potencializou os efeitos protetores dos grupos etários mais velhos em relação àquele de 18 a 29 anos, o que pode ser um indicativo dessa interação entre idade do condutor e consumo de álcool antes de dirigir. O fator associado relacionado ao comportamento no trânsito também parece ter interagido com a raça/cor e a região de residência do condutor, uma vez que, no primeiro caso, houve ganho e, no segundo, perda

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2017

pp. 167-180

176

Fatores
associados à
ocorrência de
acidentes de
trânsito no
Brasil em 2013

Lima /
da Silva Cruz

de significância estatística nos modelos 2 e 3, respectivamente. Porém, a possível sinergia existente entre esses fatores selecionados não foi explorada no presente estudo.

Por fim, cabe ressaltar que o banco de dados da PNS 2013 fornece base importante para explorar não apenas a ocorrência de acidentes de trânsito, mas também o comportamento do condutor e a severidade dos ferimentos provocados por esses acidentes em associação a fatores demográficos. Nesse estudo foi explorada apenas uma dimensão desses acidentes que representam um importante problema econômico e de saúde pública no país e em várias regiões do mundo.

Também é importante destacar como limitação desse estudo o pequeno número de casos de condutores que sofreram algum acidente com lesão corporal, o que implicou a agregação das categorias de condutores de carro e motocicletas, embora se reconheça que esses grupos guardam importantes particularidades.

Referências

- ADURA, F. E.; JORGE, M. H. P. de M. Álcool e direção veicular. *Revista USP*, n. 96, p. 23-36, 2013.
- ALAVI, S. S. et al. Personality, driving behavior and mental disorders factors as predictors of road traffic accidents based on logistic regression. *Iranian Journal of Medical Sciences*, v. 42, n. 1, p. 24-31, Jan. 2017.
- ALMEIDA, L. V. de C.; PIGNATTI, M. G.; ESPINOSA, M. M. Principais fatores associados à ocorrência de acidentes de trânsito na BR 163, Mato Grosso, Brasil, 2004. *Cadernos de Saude Publica*, v. 25, n. 2, p. 303-312, 2009.
- ALVER, Y.; DEMIREL, M. C.; MUTLU, M. M. Interaction between socio-demographic characteristics: traffic rule violations and traffic crash history for young drivers. *Accident Analysis & Prevention*, v. 72, p. 95-104, Nov. 2014.
- ANDRADE, S. S.; MELLO-JORGE, M. H. Mortality and potential years of life lost by road traffic injuries in Brazil, 2013. *Revista de Saúde Pública*, v. 50, out. 2016.
- Internações hospitalares por lesões decorrentes de acidente de transporte terrestre no Brasil, 2013: permanência e gastos. *Epidemiologia e Serviços de Saúde*, Brasília, v. 26, n. 1, p. 31-38, mar. 2017.
- ARAÚJO, E. M et al. Diferenciais de raça/cor da pele em anos potenciais de vida perdidos por causas externas. *Revista de Saúde Pública*, v. 43, n. 3, p. 405-412, 2009.
- BACCHIERI, G.; GIGANTE, D. P.; ASSUNÇÃO, M. C Determinantes e padrões de utilização da bicicleta e acidentes de trânsito sofridos por ciclistas trabalhadores da cidade de Pelotas, Rio Grande do Sul, Brasil. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 21, n. 5, p. 1499-1508, 2005.
- BARROS, A. J. D. et al. Acidentes de trânsito com vítimas: sub-registro, caracterização e letalidade. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 19, n. 4, p. 979-986, 2003.
- BOSE, D.; SEGUI-GOMEZ, M.; CRANDALL, J. R. Vulnerability of female drivers involved in motor vehicle crashes: an analysis of US population at risk. *American Journal of Public Health*, v. 101, n. 12, p. 2368-73, Dec. 2011.
- BRASIL. MINISTÉRIO DA PREVIDÊNCIA SOCIAL. Ações regressivas colocam freio à impunidade no trânsito. *Previdência Social*, Ano IV, n. 8, p. 6-19, jan.-abr. 2014.
- BRASIL. SECRETARIA NACIONAL DE POLÍTICAS SOBRE DROGAS. *I levantamento nacional sobre o uso de álcool, tabaco e outras drogas entre universitários das 27 capitais brasileiras*. Brasília: Senad, 2010. 284 p.
- CAMARGO, A. B. M. Mortes por causas violentas no estado de São Paulo. *São Paulo em Perspectiva*, v. 21, n. 1, p. 31-45, jan./jun. 2007.

RELAP

Ano 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2017

pp. 167-180

177

Fatores
associados à
ocorrência de
acidentes de
trânsito no
Brasil em 2013

Lima /
da Silva Cruz

- CAMARGO, F. C.; IWAMOTO, H. H. Vítimas fatais e anos de vida perdidos por acidentes de trânsito em Minas Gerais, Brasil. *Escola Anna Nery*, v. 16, n. 1, p. 141-146, jan./mar. 2012.
- DAMACENA G. N. et al. O processo de desenvolvimento da Pesquisa Nacional de Saúde no Brasil, 2013. *Epidemiologia e Serviços de Saúde*, v. 24, n. 2, p. 197-206, 2015.
- DANTAS, M. M. P. et al. Caracterização dos acidentes de trânsito envolvendo crianças e adolescentes internados em um hospital público terciário. *Revista Brasileira em Promoção da Saúde*, v. 22, n. 2, p. 100-106, 2009.
- FONSECA, A. S. F. et al. Seating position, seat belt wearing, and the consequences in facial fractures in car occupants. *Clinics*, v. 62, n. 3, p. 289-94, 2007.
- KERR-CORRÊA, F. et al. Differences in patterns of alcohol use between men and women in Botucatu, São Paulo. In: OBOT, I.; ROOM, R. (Ed.). *Alcohol, gender and drinking problems, a perspective from low and middle income countries*. Genebra: World Health Organization, 2005.
- LARANJEIRA, R. et al. *I levantamento nacional sobre os padrões de consumo de álcool na população brasileira*. Brasília: Secretaria Nacional Antidrogas – Senad, 2007.
- MAGALHAES, A. F. et al. Prevalência de acidentes de trânsito auto-referidos em Rio Branco, Acre. *Revista de Saúde Pública*, v. 45, n. 4, p.738-744, 2011.
- MALTA, D. C. et al. Lesões no trânsito e uso de equipamento de proteção na população brasileira, segundo estudo de base populacional. *Ciência e Saúde Coletiva*, v. 21, n. 2, p. 399-410, 2016.
- MOHAMMADZADEH, M. et al. Seat belt usage in injured car occupants: injury patterns, severity and outcome after two main car accident mechanisms in Kashan, Iran, 2012. *Archives of Trauma Research*, v. 4, n. 1, 2015.
- MORAIS, M. R. et al. Letalidade do acidente de transito na modernista Palmas/TO: uma abordagem econométrica. *Informe Gepec*, Toledo, v. 18, n. 1, p. 156-176, jan./jun. 2014.
- NODARI, C. T.; CHAGAS, D. M.; LINDAU, L. A Lista de fatores contribuintes de acidentes de trânsito para pesquisa no Brasil. In: XXVI CONGRESSO NACIONAL DE PESQUISAS E ENSINO EM TRANSPORTES. *Anais...* Joinville, out./nov. 2012
- OLIVEIRA, N. L. B. DE; SOUSA, R. M. C. de. Fatores associados ao óbito de motociclistas nas ocorrências de trânsito. *Revista da Escola de Enfermagem da USP*, v. 46, n. 6, p. 1379-1386, 2012.
- OMS – ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE. *Informe global sobre a situação da segurança no transito: apoio à década de ação*. Genebra: OMS, 2013. 318 p.
- . *Relatório global sobre o estado da segurança viária 2015*. Sumário. Genebra: OMS, 2015. 16p.
- OPAS – ORGANIZAÇÃO PAN-AMERICANA DE SAÚDE. *Beber e dirigir: manual de segurança viária para profissionais de trânsito e saúde*. Genebra: Opas, 2017. 172 p.
- PARODI, S.; BOTTARELLI, E. Poisson regression model in epidemiology – an introduction. *Annali Della Facoltà Di Medicina Veterinaria Di Parma*, Parma; v. 26, p. 25-44, 2006.
- ROCHA, G. da S.; SCHOR, N. Acidentes de motocicleta no município de Rio Branco: caracterização e tendências. *Ciência e Saúde Coletiva*, v. 18, n. 3, p. 721-731, 2013.
- SOUSA, R. M. de et al. Uso correto do cinto de segurança e dos dispositivos de restrição infantil em automóveis de Goiânia. *Revista Brasileira de Ortopedia*, v. 49, n. 4, p. 340-344, 2014.
- SOUZA, M. de F. M. de et al. Análise descritiva e de tendência de acidentes de transporte terrestre para políticas sociais no Brasil. *Epidemiologia e Serviços de Saúde*, Brasília, v. 16, n. 1, p. 33-44, mar. 2007.
- SOUZA-JUNIOR, P. R. B. de et al. Desenho da amostra da Pesquisa Nacional de Saúde 2013. *Epidemiologia e Serviços de Saúde*, Brasília, v. 24, n. 2, p. 207-216, 2015.

- TEIXEIRA, R. J.; CALIXTO, R.; PINHEIRO, A. C. D. O reflexo da lei seca nos acidentes de trânsito em Londrina. In: PEIXE, B. C. S. et al. (Ed.). *Formulação e gestão de políticas públicas no Paraná: reflexões, experiências e contribuições*. Curitiba: Editora Progressiva, v. 1, 2008. p. 457-475.
- VACA, F. E.; ROMANO, E.; FELL, J. C Female drivers increasingly involved in impaired driving crashes: actions to ameliorate the risk. *Academic Emergency Medicine*, v. 21, n. 12, p. 1485-92, 2014.
- WHO – WORLD HEALTH ORGANIZATION. *Global status report on road safety 2015*. Genebra: WHO, 2015.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2017

pp. 167-180

179

*Fatores
associados à
ocorrência de
acidentes de
trânsito no
Brasil em 2013*

Lima /
da Silva Cruz

Noticia de tesis de doctorado y maestría defendidas en América Latina (2017)

A partir de este número, daremos a conocer las tesis de doctorado y maestría en Demografía y estudios de población defendidas durante el año en nuestra región. Las tesis están ordenadas por país y programa de posgrado, comenzando por las de doctorado. En el título se puede encontrar un enlace directo al texto de la tesis, o al resumen, en los casos en los que no se dispone del documento completo.

Aunque hemos intentado ser exhaustivos y relevar todas las tesis de maestría y doctorado defendidas hasta noviembre, es posible que existan omisiones.¹ En primer lugar, queremos ofrecer nuestras disculpas por las eventuales ausencias y solicitar a los interesados que se contacten con nosotros para incluir la información faltante, que servirá para actualizar la lista.

Confiamos en que esta sección sea una herramienta que permita mejorar la difusión de la investigación demográfica que se realiza en América Latina.

*Revista
Latino-
americana
de Población*

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

181

*Noticia de tesis
de doctorado
y maestría
defendidas
en América
Latina (2017)*

¹ Aunque no se trata de una omisión, queremos hacer constar que, por motivos de calendario, no hay tesis defendidas en los programas de posgrados de México en 2017.

Tesis de Doctorado

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 181-184

182

Noticia de tesis
de doctorado
y maestría
defendidas
en América
Latina (2017)

Brasil	
Universidad Estadual de Campinas (Unicamp), Instituto de Filosofia e Ciências Humanas, Programa de Pós-Graduação em Demografia	
Título	Autor
A imigração haitiana em Santa Catarina: perfil sociodemográfico do fluxo, contradições da inserção laboral e dependência de remessas no Haiti	Luís Felipe Aires Magalhães
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar), Universidade Federal de Minas Gerais, Programa Pós-Graduação em Demografia	
Emigración calificada desde Venezuela: una interpretación sistémica	Ana Julia Allen González
Estratégias reprodutivas e evolução da fronteira agrícola: um estudo qualitativo para Machadinho d'Oeste, Rondônia	Juliana Vasconcelos de Souza Barros
Exploring the changing patterns of population (re)distribution in Brazil: A multiscale and multidimensional approach	Rodrigo Coelho de Carvalho
Migrações no Nordeste Metropolitano nas décadas de 1990 e 2000	Marcelo de Sousa Dantas
Monoparentalidade Feminina no Brasil: Dinâmica das Trajetórias Familiares	Márcio Mitsuo Minamiguchi
Trabalhadoras domésticas no Brasil: coortes, formas de contratação e famílias contratantes	Maria de Fátima Lage Guerra
Estimativas populacionais a partir de dados orbitais de média resolução espacial: aplicações em municípios da Região Metropolitana de Belo Horizonte	Járvys Campos
Overcoming the Limitations of Demographic Data: Papers on Mortality, the Extreme Aged and Education	Marília Regina Nepomuceno Marinho
Efeitos da migração sobre a fecundidade: um estudo comparativo entre mulheres nordestinas imigrantes em São Paulo, mulheres não-migrantes naturais do estado e mulheres não-migrantes naturais do Nordeste	Bruna Atayde Signorini

Tesis de Maestría

Argentina	
Universidad Nacional de Luján, Maestría en Demografía Social	
Título	Autor
Incorporación legal de las principales colectividades de extranjeros en la Argentina. La experiencia del Programa Patria Grande	Valeria Yamila Vega
Una aproximación a los Femicidios en Argentina a partir de las Estadísticas Vitales (2002-2010)	Jimena Kohan

Brasil	
Universidade Federal Do Rio Grande do Norte, Centro de Ciências Exatas e da terra, Departamento de Demografia e Ciências Atuarias, Programa de Pós-graduação em Demografia	
Título	Autor
Ação social na concretização das preferências reprodutivas das mulheres unidas do Nordeste e Sudeste brasileiro	Wendella Sara Costa da Silva
Letramento familiar e análise de redes pessoais: pesquisa com população do ensino fundamental	Gisely Karla de Medeiros Carvalho
Perfil da qualidade docente e desempenho discente na educação básica brasileira	José Edson Ferreira Nunes Júnior
Migração e vulnerabilidade no Seridó potiguar: uma análise do perfil do emigrante	Leônidas Petrucio Dutra Pedrosa
Uma análise sociodemográfica da qualidade dos gastos públicos com o ensino fundamental: microrregiões do Rio Grande do Norte em 2015	José Roberto da Silva

A classe média no Brasil: condições do consumo e a influência no número de filhos por domicílio	Camila Silva Bezerra
Universidad Estadual de Campinas (UNICAMP), Instituto de Filosofia e Ciências Humanas, Programa de Pós-Graduação em Demografia	
Migração internacional qualificada: trabalhadores do conhecimento em São Paulo no início do século XXI	Jóice de Oliveira Santos Domeniconi
Imigração boliviana no interior de São Paulo: o setor têxtil em Americana – SP	Gabriela Camargo de Oliveira
Dinâmica demográfica e transformação econômica recente no Mato Grosso	Kelly Cristina de Moraes Camargo
União consensual no Estado de São Paulo a partir dos anos oitenta: características sociodemográficas e tendências recentes	Graziela Cristina Farina Ramos Ribeiro Barnabé
Projeção da população idosa do estado de São Paulo e seus respectivos arranjos domiciliares utilizando o modelo estendido de coortes componentes	Gustavo Pedroso de Lima Brusse
Expansão urbana e a ocupação de áreas contaminadas: o caso do bairro Mansões Santo Antônio em Campinas, São Paulo	Thiago Fernando Bonatti
Arranjos urbanos-rurais regionais: o rural paulista no século 21	Nátalia Belmonte Demétrio
Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Escola Nacional de Ciências Estatísticas, Pós-Graduação em População, Território e Estatísticas Públicas	
Insegurança Alimentar no Brasil: Estimação de taxas de prevalência utilizando Teoria de Resposta ao Item	Etienne Pereira da Silva
Preponderância dos ricos na desigualdade de renda no Brasil (1981- 2016): aplicação da J-divergência a dados domiciliares e tributários	Marcos Dantas Hecksher
O impacto das migrações no espaço urbano de Manaus	Kaique Falcão Pires de Lima
A pobreza multidimensional no contexto da crise brasileira: uma análise do período 2004-2015	José Jaime da Silva
Mineração e a reorganização do território em Canaã dos Carajás	Raphael Villela Almeida
Complexo petroquímico do Rio de Janeiro e crise político-econômica brasileira: A cidade de Itaboraí e os conflitos ambientais na Baía de Guanabara na segunda década do século XXI	Wander de Souza Dias Guerra
Determinantes da mobilidade cotidiana na Região Metropolitana do Rio de Janeiro	Rafaela Soares Bueno
Racionalidade urbana e espaços rurais: a empresa agrícola UN1ONE e a Vila Almeida em Juiz de Fora – MG	Rafael de Souza Guedes
Indicadores para monitoramento de representatividade no caso da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua	Mayra Pizzott Rodrigues dos Santos
Imigração internacional: uma alternativa para os impactos das mudanças demográficas no Brasil?	Helena Nobre de Oliveira
Análise de movimentos pendulares utilizando modelo de efeitos latentes: o caso da Região Metropolitana do Rio de Janeiro	Lucas Martins de Mattos
Determinantes do tempo de aleitamento materno exclusivo – Brasil (1986- 2006)	Leticia Baptista de Paula Barros
Energias renováveis e sustentabilidade energética no Brasil: uma abordagem fundamentada nos Objetivos do Desenvolvimento Sustentável e nas Contas Econômicas Ambientais	Adriana Maria Dasssie
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (CEDEPLAR), Universidade Federal de Minas Gerais, Programa Pós-Graduação em Demografia	
A relação entre fecundidade e sistemas de uso do solo: o caso de Santarém, Pará	Michel López Barrios
Atualização do “método da incidência de complicações do aborto” – Ensaio aplicado a Minas Gerais e suas Macrorregiões de Saúde	Monique Fernanda Félix Ferreira
Envelhecimento populacional e gastos com saúde: Uma análise das Transferências Intergeracionais e Intrageneracionais na Saúde Suplementar Brasileira	Samara Lauar Santos
Convergência dos resultados escolares por estratos econômicos: uma análise a partir da esperança de anos de estudo	Samantha Haussmann Rodarte Faustino
Migração internacional e famílias domiciliares: Arranjos, Estratégias e Conflitos em Governador Valadares, Minas Gerais	Nuni Vieira Jorgensen

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 181-184

183

Noticia de tesis de doctorado y maestría defendidas en América Latina (2017)

Uruguay	
Universidad de la República, Facultad de Ciencias Sociales, Programa de Población, Maestría en Demografía y Estudios de Población	
Título	Autor
El retorno al hogar de origen entre los jóvenes uruguayos. ¿Una dimensión de la segunda transición demográfica? Una aproximación en base al panel PISA-L 2003-2012	Ángela Ríos
Experiencia migratoria de investigadores uruguayos: determinantes, características e implicancias	Sofía Robaina Antía

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 181-184

184

*Noticia de tesis
de doctorado
y maestría
defendidas
en América
Latina (2017)*

Luciana Gandini en conversación
con Silvia Giorguli

Conexiones demográficas

...Lo que más me preocupa de Trump es que algunas tendencias constantes de la política migratoria de los Estados Unidos se han exacerbado. Para el año que viene, es probable que Estados Unidos sea más eficiente en sus objetivos de restricción de la migración

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 7-32

185

Conexiones
demográficas

Gandini /
Giorguli

SILVIA GIORGULI es doctora en Sociología por la Universidad de Brown y presidenta de El Colegio de México, cargo que ocupará hasta 2020. Como mexicana y experta en migración internacional, es una candidata ideal para comentar el giro en las políticas migratorias que trajo consigo el gobierno de Donald Trump y evaluar cuánto puede estar impactando en las tendencias de la migración México-Estados Unidos. Conversa con ella LUCIANA GANDINI, también doctora en Sociología (El Colegio de México) y especialista en migración internacional. Luciana es una migrante: nacida en Rosario, Argentina, vive hoy en México, donde trabaja como investigadora y coordinadora del Seminario Universitario de Estudios sobre Desplazamiento Interno, Migración, Exilio y Repatriación (Sudimer), de la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM).

Silvia, el propósito de esta charla es conversar sobre la migración latinoamericana en Estados Unidos y en particular sobre el impacto de las políticas migratorias recientes. Quizá podríamos empezar revisando las principales tendencias de esa migración. Aunque Estados Unidos ha sido históricamente el destino principal de la migración latinoamericana, la crisis de 2008 fue un parteaguas respecto a algunas tendencias o patrones. ¿Cómo deberíamos caracterizar los flujos y el stock de la migración latinoamericana a Estados Unidos en estos últimos diez años?

Diría que independientemente de la coyuntura política, con la llegada de Trump a la presidencia y el cambio de discurso en torno a la migración, lo que estamos viendo es un cambio en los patrones migratorios tradicionales. La idea con la que nos habíamos quedado en los noventa y en la primera década de este siglo, era la de una migración predominantemente mexicana, seguida por Centroamérica y con un incremento del flujo del resto de América Latina. Esta tendencia se había mantenido en aumento desde los noventa hasta el 2005, poco antes de la crisis económica. Era una migración indocumentada, con un fuerte componente de reunificación familiar y con una tendencia al asentamiento. Pero la crisis económica en Estados Unidos cambió las tendencias y mostró cómo los flujos migratorios llegan a un punto máximo (en el caso de la migración mexicana, con un punto máximo en 2005) y luego descienden, con un aumento importante del retorno. Es lo que uno observa en el segundo lustro de la década pasada, con los retornos de

latinoamericanos desde España, ¿no? Pero respecto a las tendencias que mencionaba, creo, junto a otros autores como Jorge Durand, que se anticipaba una nueva era de la migración. En esa nueva era disminuye la emigración mexicana a Estados Unidos por el retorno. Un retorno con características distintas, no del migrante que estuvo dos o tres años y regresa; el retorno de una población que había dejado el país hacía mucho tiempo. Esta nueva era migratoria se combina con todo el escenario de la coyuntura política actual.

Parte de este retorno, con su nueva composición, tiene que ver con un conjunto de políticas migratorias, que en particular repercutieron en las deportaciones. Pero efectivamente, se combinan tendencias de largo plazo con otras de corto plazo. Tú misma decís frecuentemente que hay que separar lo estructural de lo coyuntural. En ese sentido, aunque la llegada de Trump ha sido impactante, ¿qué ha cambiado y qué se mantiene en términos de política migratoria?

Lo que más me preocupa de Trump es que algunas tendencias constantes de los Estados Unidos se han exacerbado. Uno de los problemas de la política migratoria estadounidense es que está separada de la realidad: el mejor ejemplo es este tema de construir muros y hacer operaciones de reforzamiento de control de la frontera. Todo eso no disminuyó la migración hacia Estados Unidos, sino que rompió el patrón de circularidad. Entonces, ahora se está haciendo todavía más evidente la desvinculación entre lo que dicen los datos sobre procesos migratorios y lo que la política responde. El mejor ejemplo es haber pensado en hacer el muro, a pesar del agotamiento previo del flujo de mexicanos a Estados Unidos. Y que, a pesar de eso, se siga manteniendo un discurso restriccionista. Por otro lado, se niegan a atender a los millones de población indocumentada, sus parejas, hijos y familiares. Eso genera un grupo excluido, muy vulnerable a coyunturas políticas como la de hoy. Y además hemos visto que no han aumentado notablemente las deportaciones pero sí las detenciones de migrantes indocumentados de diferentes orígenes. Eso genera un ambiente de vulnerabilidad en la vida cotidiana, en términos afectivos, como sucedió cuando prohibieron el viaje de quienes venían de países «terroristas». A lo largo de este año, tras las iniciativas como la prohibición de estos viajes, que fueron muy ineficientes y no se pudieron aplicar, hubo un proceso de aprendizaje. Para el año que viene, es probable que Estados Unidos sea más eficiente en sus objetivos de restricción de la migración, de cortar canales legales de migración, de restringir la migración por reunificación familiar. Es parte de lo que ha planteado Trump en estos años. Y finalmente diría que aunque nunca han sido muy entusiastas a la hora de tomar el enfoque de Derechos Humanos cuando se habla de migración, ahora todavía lo son menos, considerando toda la agenda de política internacional de Estados Unidos.

Y eso se refleja incluso en el compromiso con el Pacto Global, al que Estados Unidos no va a adherir...

Claro, uno lo ve también en el tema del medio ambiente, o lo que ha pasado en el Consejo de Seguridad y la declaración de Jerusalén como capital de Israel. Es un alejamiento de cosas que parecían consensuadas a nivel internacional, ahí hay una regresión que también se ve reflejada en lo migratorio.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 185-287

186

Conexiones
demográficas

Gandini /
Giorguli

Hace rato hablabas de la distancia entre el discurso y las tendencias migratorias. En un trabajo tuyo con Adela Angoa, resumes cinco características de lo que algunos reconocemos como una nueva era de la migración, en particular entre México y Estados Unidos, pero que afecta también las tendencias entre América Latina y Estados Unidos. Y una de esas tendencias es la migración de nacidos en Estados Unidos, hijos de migrantes, y de los que conocemos como dreamers. Es una tendencia que no había sido una característica de etapas previas y afecta a América Latina. ¿Qué nos puedes comentar de esta relativa novedad?

En primer lugar, es resultado de la consolidación de una diáspora migrante, principalmente mexicana y centroamericana. Está vinculada con la pérdida de la circularidad y la formación de parejas y familias de estatus combinado, en muchos casos con hijos mayores que nacieron en México e hijos menores que nacieron en Estados Unidos. Así se forman familias mixtas en cuanto a su estatus de ciudadanía y de residencia legal. Fruto de estas conformaciones, frente a la vulnerabilidad económica y la criminalización de la migración indocumentada, se da el retorno, con una composición mezclada. Hay adultos que vuelven con hijos que nacieron en México pero se fueron muy pequeños y regresan a un país que no conocen. Hay población de menores de 18 años nacidos en Estados Unidos y que por las leyes mexicanas tienen derecho a la ciudadanía mexicana, que también llegan a un país que no conocen. Son flujos nuevos, que no habíamos anticipado, porque no habíamos anticipado el proceso de retorno de las familias que ya se habían asentado allá y que además generan nuevos retos en términos de la integración de los migrantes.

Pensando en estos nuevos flujos, diría que el incremento de las restricciones de ingreso y estancia, junto a otras políticas antimigrantes, han incidido en la mayor movilidad intrarregional en América Latina. Incluso en la recepción de migración desde otras regiones. Pienso en las crisis económicas, políticas y también ambientales que han enfrentado países de la región: República Dominicana, Haití, Cuba. Más recientemente, Venezuela. Las restricciones en Estados Unidos han generado más movilidad intrarregional, no sólo como espacios de tránsito, que era a lo que estábamos acostumbrados en épocas pasadas, sino como destinos de la migración. Me gustaría tener tu punto de vista sobre los desafíos que en materia de movilidad enfrentamos en América Latina... y también en términos de protección internacional, porque otra de las tendencias recientes es el aumento de las solicitudes de refugio o asilo. ¿Cómo ves el panorama latinoamericano en ese sentido?

Estoy de acuerdo con tu diagnóstico en varios aspectos. En primer lugar, en cuanto a la población latinoamericana como una población con alta movilidad internacional; extrarregional, pensando en Europa y Estados Unidos, pero que se ha intensificado a nivel intrarregional. Esta alta movilidad está relacionada con varios factores, como tu mencionaste: el político, el económico, el ambiental, y específicamente, con los cambios en los mercados de trabajo. América Latina tiene una volatilidad enorme en términos políticos y económicos, como lo demuestra el cambio de Venezuela, de ser un país de destino pasó en muy poco tiempo a serlo de origen, pero también tiene una rápida adaptación a los cambios. La movilidad es una estrategia de adaptación a los cambios. Lo otro que diría es que son países muy interconectados: la migración de tránsito genera interconexión, pero también hay canales y conexiones establecidos hace décadas que definen ciertos flujos. Estoy pensando en la intensidad de algunos flujos en Sudamérica. Por otra parte, es una región que ha tenido experiencias muy distintas de manejo de lo

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 7-32

187

Conexiones
demográficas

Gandini /
Giorguli

migratorio. Los países del Mercosur han tenido una política migratoria que entró en la discusión de una manera muy asertiva. En el otro extremo está la microrregión de Centroamérica, o el triángulo norte de Centroamérica y México, donde no ha habido un manejo eficiente ni una solución asertiva del tema migratorio. Eficiente en el sentido de protección de los derechos humanos, de manejo de las crisis migratorias con mayor apertura y acercamiento a lo que se dice en el discurso de derechos humanos. En ese sentido, ¿qué retos vería yo? Creo que están muy diferenciados dependiendo de la región. El caso de la diáspora venezolana remarca el tema de cómo se manejan las crisis políticas y en el caso del triángulo norte de Centroamérica hay una crisis humanitaria en la que se cruzan temas económicos con temas políticos, todo vinculado a una situación de mucha violencia e inestabilidad en México.

Y a esto que resumes le agregaría el tema de las leyes de migración. Parece que se avanzara en términos de leyes pro Derechos Humanos, pero las tendencias no son claras. En el caso de Argentina o Ecuador, hubo leyes más progresistas, pero ahora en el caso chileno hay una regresión importante.

Claro, ese es otro de los aprendizajes. Cosas que uno pensaba ya establecidas, por ejemplo el enfoque de derechos humanos como transversal, ahora están en cuestionamiento. Cosas que creíamos ganadas... y ahora debemos pelear por que se conserven, ¿no? Es una regresión.

RELAP

Año 11
Número 21

Segundo
semestre

Julio a
diciembre
de 2017

pp. 185-287

188

Conexiones
demográficas

Gandini /
Giorguli