



REVISTA LATINOAMERICANA DE POBLACIÓN

Año 9
Número 17
Julio-diciembre de 2015

Nota de los editores

Tenemos el agrado de presentar el n.º 17 de la *Revista Latinoamericana de Población* (*RELAP*).

Con la aspiración de lograr una mayor difusión y visibilidad de la revista nos complace informar que hemos culminado con éxito el proceso de reindexación de la nueva versión electrónica en las bases de Redalyc y Latindex y estamos muy cerca de ingresar a DOAJ (Directory of Open Access Journals). *RELAP* ha sido también catalogada en las plataformas WorldCat y REDIB (Red Iberoamericana de Innovación y Conocimiento Científico).

Por último, hemos migrado la totalidad de los números anteriores a formato electrónico. Para consultarlos acceda a la pestaña «Archivo» en la barra superior de navegación de nuestro sitio web.

Les recordamos que *RELAP* recibe artículos originales de todas las áreas de conocimiento vinculadas a la población y a la Demografía y les animamos a contribuir enviando vuestros trabajos.

Saludan cordialmente,

Wanda Cabella, editora
Ignacio Pardo, editor adjunto¹

5

*Revista
Latino-
americana
de Población*

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.

El gradiente educativo en la mortalidad adulta en Chile

Educational Gradient in Adult Mortality in Chile

Moisés H. Sandoval¹

Cassio M. Turra²

Centro de Desenvolvimento

e Planejamento Regional (Cedeplar),

Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG)

Resumen

El objetivo de este trabajo es estimar el diferencial socioeconómico en la mortalidad adulta (treinta o más años de edad) en Chile para el período 1991-2003. Para ello, se utiliza la educación como indicador de estatus socioeconómico. Se estiman modelos de regresión de Poisson con datos transversales provenientes del registro de muertes y de los censos demográficos de Chile (1992 y 2002). Los principales resultados son: 1) la mortalidad disminuye entre un período y otro; 2) el diferencial según nivel educativo disminuye con la edad y es mayor en los hombres; 3) el diferencial relativo entre los más y los menos escolarizados aumentó en el período de estudio. A pesar de ciertas limitaciones propias del estudio por las fuentes de datos utilizadas, los hallazgos permiten constatar el efecto protector de la educación en la mortalidad adulta en Chile. Esto implica que personas con

Abstract

In this article we examine educational differences in adult mortality (30 or more years of age) in Chile for two periods: 1991-1993 and 2001-2003. We estimate Poisson regression models based on cross-sectional mortality and population data. Our main findings are: 1) overall, adult mortality declined in the period of analysis; 2) Educational differences in mortality reduce with age and are more significant among men than women; 3) There was an increase in educational differences in mortality over the period of analysis, mainly because of sharper mortality declines among the most educated. Despite some data limitations, our findings reveal the significant protective effect of education in adult mortality in Chile.

Keywords: Mortality adult. Education and socioeconomic differentials. Chile.

-
- 1 Se está doctorando en Demografía en el Centro de Desenvolvimento y Planejamento Regional (Cedeplar) de la Universidad Federal de Minas Gerais (UFMG), y es sociólogo por la Universidad de Concepción (Chile). Sus áreas de investigación son métodos demográficos, mortalidad adulta y desigualdad. Contacto: <msandoval@cedeplar.ufmg.br>.
 - 2 Es doctor en Demografía por la Universidad de Pennsylvania. Es profesor asociado del Departamento de Demografía de la UFMG. Sus áreas de investigación son métodos demográficos, mortalidad adulta y demografía económica. Contacto: <turra@cedeplar.ufmg.br>

mayor educación presentan menores tasas de mortalidad.

Palabras clave: Mortalidad adulta. Educación y diferencial socioeconómico. Chile.

Introducción

El estudio de los diferenciales socioeconómicos en la mortalidad que plantea la existencia de una relación inversa entre mortalidad y estatus socioeconómico tiene larga data, principalmente en el mundo desarrollado. A comienzos del siglo xx, Stevenson (1923), en un estudio comparativo entre Inglaterra y Gales, describió que la mortalidad según causas específicas variaba según la clase social. Durante las últimas décadas del siglo xx, tanto en Estados Unidos como en Europa proliferaron los estudios sobre diferenciales socioeconómicos en la mortalidad, que toman diferentes variables como *proxy* de estrato socioeconómico, generalmente ocupación, ingreso y educación (Marmot y McDowall, 1986; Mackenbach *et al.*, 1997; Mackenbach, Kunst y Groenhof, 1999; Ross y Wu, 1995; Elo y Preston, 1996). En cambio, en América Latina existe un conjunto importante de estudios cuyo foco está principalmente en identificar y describir la asociación inversa entre estatus socioeconómico y mortalidad infantil o materna (Behm y Rosero, 1977; Bicego y Boerma, 1990; Monteiro, 1990; Mejía, 1995; Aguirre, 1997; Sastry, 2004; Rivera, 2006; Lansky, França y Kawachi, 2007; Koch *et al.*, 2012). Los estudios que buscan describir la asociación entre educación y mortalidad en la población adulta han sido escasos, con algunas excepciones (Peláez y Acosta, 2011; Rentería y Turra, 2009; Gomes, 2011; Arroyave, Burdorf y Avendano, 2013; Manzelli, 2014). Esta situación puede tener su origen en la escasez o limitación de fuentes de datos (Palloni, 1984).

En la actualidad, se sabe que la mortalidad es menor en las sociedades más igualitarias (Wilkinson, 1997) y que la desigualdad puede ser considerada como una de las principales causas de muerte (Miech *et al.*, 2011), por lo cual su estudio cobra mayor sentido en sociedades tan desiguales como las latinoamericanas. Cabe señalar que durante el siglo xx la mortalidad declinó prácticamente en toda América Latina, con importantes ganancias en la expectativa de vida. Sin embargo, la desigualdad permanece como el principal problema de salud y la realidad de Chile no difiere de aquella que caracteriza a la región, ya que es uno de los países con mayor desigualdad socioeconómica. El objetivo principal de este artículo es describir la asociación entre educación y mortalidad adulta (de treinta y más años) en Chile para los trienios 1991-1993 y 2001-2003. Además, se incorpora como objetivos específicos: conocer si existe variación en la asociación entre mortalidad y educación por grupo de edad; identificar si esta asociación varía por sexo y, finalmente, conocer si hubo variación en el gradiente educativo entre las dos décadas.

La literatura existente plantea que la educación es una característica clave para la posición social en el sistema de estratificación de la sociedad (Ross y Wu, 1995) y probablemente sea el indicador más preciso para identificar diferenciales socioeconómicos en la mortalidad (Kitagawa y Hauser, 1973) debido a que posee una serie de ventajas por sobre otros indicadores como los de ocupación o ingresos.

El artículo se estructura de la siguiente manera: en la primera parte se presenta un breve perfil sociodemográfico de Chile y se describen las principales aproximaciones conceptuales en torno a la asociación entre mortalidad y estatus socioeconómico, profundizando en las razones por las cuales la educación es un buen indicador de este. En la segunda sección se presenta una discusión de las fuentes de datos y modelos utilizados. En la tercera sección se discuten y analizan los resultados, y, en la última, se incluyen algunos comentarios finales del estudio.

Contexto socioeconómico de Chile

Actualmente, Chile se encuentra en una etapa avanzada de la transición demográfica, proceso marcado por una disminución sostenida de la mortalidad y de la fecundidad,³ un rápido proceso de urbanización⁴ y envejecimiento poblacional,⁵ además de otra serie de cambios económicos y sociales propios de esta transición.

Junto con la transición demográfica, los avances en educación⁶ en Chile ocurridos en las últimas décadas resultan en cambios evidentes, especialmente comparados con el resto de países de América Latina.⁷ Dentro de estos avances se encuentra la expansión educativa, la disminución del porcentaje de analfabetismo (de 16,4% en 1960 a un 2,2% en el año 2012) y el aumento de los años de educación promedio de la población (6,4 en 1980 a 9,7 en 2010) (PNUD, 2013). Por otro lado, Chile evidenció un crecimiento económico sostenido desde mediados de la década del ochenta hasta finales de la década del noventa,⁸ lo cual trajo consigo algunos avances en el desarrollo social del país. Por ejemplo, la reducción de la pobreza,⁹ y el aumento de la cobertura educativa¹⁰ y del sistema de salud. Sin ir más lejos, según el Programa de las Naciones Unidas Para el Desarrollo (PNUD, 2013), Chile es el país de América Latina que tiene el Índice de Desarrollo Humano (IDH) más alto (0,819¹¹) y se ubica en la posición 40 a nivel mundial. Sin embargo, al momento de considerar la desigualdad socioeconómica, su realidad no es diferente de aquella que «azota» la región (Índice de Gini de 0,53). Es en este contexto en el cual toma importancia el desarrollo de esta investigación, dada su contribución a la comprensión y descripción de una realidad marcada por una paradoja referente a la coexistencia de elevados índices e indicadores de

- 3 La fecundidad pasó de 5,4 hijos en promedio por mujer en la década del sesenta a 1,89 hijos promedio por mujer en el año 2010 (INE, 2010).
- 4 La población urbana aumentó de 68,2% en 1960 a 89% en 2012 (MINVU, 2012).
- 5 En el censo de 1982, los mayores de 64 años representaban el 5,8% de la población, en tanto que en el del año 2002 representaron el 8,05% de la población.
- 6 Cabe mencionar que en el año 1920 se promulga la Ley 3654, que establece la instrucción primaria gratuita y obligatoria, considerando cuatro años de educación básica obligatoria. Luego, en 1929, pasa a seis años de educación básica obligatoria. Posteriormente, en el año 1965, se aumenta de seis a ocho y en 2003 se incrementan a 12, considerando los ocho años de educación básica y cuatro años de educación media obligatoria. Por último, la Ley General de Educación del año 2009 señala que se mantienen los doce años de educación obligatoria, pero se divide en seis años de educación básica y seis años de educación media.
- 7 Por ejemplo, la población de Argentina tiene 9,3 años de educación promedio; Colombia 7,3; Brasil 7,2; México, 8,4; Panamá 9,4; Uruguay, 8,5, entre otros. En América, considerando este indicador de años promedios de educación, Chile se encuentra en cuarto lugar, por debajo de Estados Unidos (13,3), Canadá (12,3) y Cuba (10,2) (PNUD, 2013).
- 8 La economía chilena creció de manera sostenida a una tasa de 5,5% hasta finales de los años noventa (Fuentes y Mies, 2005). Luego de ello, Chile continuó creciendo, pero se ha podido constatar una desaceleración de su crecimiento en los últimos años (BM, 2015).
- 9 La tasa de pobreza alcanzó niveles por sobre el 40% en 1987, disminuyó a valores cercanos al 23,6% en 1996 y en el año 2011 fue de 14,4% (PNUD, 2011).
- 10 La cobertura de educación básica pasó de un 80% en 1960 a 96,9% en el año 1990 y a un 99,1% en el año 2003. En tanto, la cobertura de la educación media o secundaria pasó de un 14% en 1960 a un 80,9% en 1990 y a un 92,8% en el 2003.
- 11 Dentro de la clasificación del IDH (muy alto, alto, medio y bajo), Chile se encuentra dentro de los países con un IDH muy alto. Sin embargo, al considerar el IDH Ajustado por la Desigualdad (IDH-D) da claras muestras de la desigualdad existente en el país (0,664). Otra evidencia es el IDH ajustado por la desigualdad en la distribución de ingresos, que tiene un valor de 0,488.

desarrollo humano e incluso económicos,¹² con una alta desigualdad social que en palabras de Miech *et al.* (2011) puede ser considerada como la mayor causa de muerte.

Estatus socioeconómico y mortalidad: aproximaciones conceptuales

Se entiende como estatus socioeconómico aquella posición social que ocupa un individuo dentro de la estructura social, que determina sus recursos disponibles (Lynch y Kaplan, 2000) y viene a ser quizás, la medida más importante de las características individuales (Palloni, 1984).

La naturaleza de la relación entre la posición social de un individuo en la estratificación social y la mortalidad ha sido el desafío planteado en gran cantidad de estudios. Los resultados describen la existencia de una relación inversa o negativa entre mortalidad y estatus socioeconómico (Fox, 1984 Smith *et al.*, 1990). Esa relación inversa ha recibido el nombre de gradiente social en la salud. Este gradiente apunta a que las ventajas o beneficios son distribuidos de forma lineal, lo cual implica que a cada escalón ascendente en la estratificación social se suma una cantidad similar de beneficios.

El estatus socioeconómico se relaciona virtualmente con todos los resultados de salud (Crimmins y Saito, 2001). Por ejemplo, personas con un alto estatus socioeconómico poseen una integración social mayor (Goldman, 2001), tienden a tener una expectativa de vida mayor, una vida más saludable y sus tasas de mortalidad y de morbilidad son menores en comparación con quienes poseen un bajo estatus socioeconómico (Preston y Taubman, 1994; Elo y Preston, 1995; Rentería y Turra, 2009; Rentería, 2010; Hummer y Hernández, 2013).

Respecto a la asociación entre estatus socioeconómico y salud, algunos investigadores han notado la existencia de una potencial relación recíproca o reversa entre ellas. Según Rogers, Hummer y Nam (2000), tener mejor salud puede llevar a tener altos ingresos o ganancias, un empleo más seguro y altos niveles de educación, mientras que un alto estatus socioeconómico también puede conducir a una mejor salud en el futuro. Pero, a pesar de ello, la relación más «poderosa» y significativa es entre estatus socioeconómico y salud, y no de forma inversa (Adler *et al.*, 1994; Miech y Hauser, 1998; Goldman, 2001; Lleras-Muney, 2004; Rogers, Hummer y Everett, 2013). De esta forma, la asociación entre educación y resultados en salud representa efectos del estatus socioeconómico sobre la salud y no a la inversa.

¿Por qué la educación es una buena variable?

La utilización de la educación como característica socioeconómica individual se fundamenta en una serie de ventajas que esta tiene en comparación con el otro tipo de indicadores utilizados frecuentemente (ocupación o ingresos). La primera ventaja consiste en que la educación puede ser determinada para todos los hombres y mujeres, y es la medida de estatus socioeconómico más relevante para las personas retiradas, jubiladas o que están fuera del mercado laboral (Kitagawa y Hauser, 1973; Martelin, 1994; Hummer y Lariscy, 2011). En segundo lugar, la educación está menos influenciada por problemas de salud que se desarrollan en la vida adulta (Elo y Preston, 1996) y después de cierta edad es una variable que se mantiene estable (Kitagawa y Hauser, 1973; Huisman *et al.*, 2005; Schkolnikov

12 Chile pasó a formar parte en el año 2013 del grupo de los países definidos como *países de ingresos altos*.

et al., 2012). En tercer lugar, los encuestados en censos o encuestas, como también los informantes en los certificados de muerte tienen mayor probabilidad de reportar el grado de escolaridad (y con razonable exactitud) que otros indicadores socioeconómicos como ingreso, ocupación o riqueza (Hummer y Lariscy, 2011).

El hecho de tener mayor educación contribuye a obtener un mayor estatus social y contribuye a que los sujetos adquieran mejores y más estables trabajos, mayores ingresos, etc. (Preston y Taubman, 1994; Hummer y Lariscy, 2011). Sin embargo, la contribución de una mayor educación no es tan solo en términos económicos, sino que, además, implica disponer de una mayor amplitud de elecciones (Hummer y Lariscy, 2011), una mayor red de soporte social (Mirowsky y Ross, 2005) y mayores probabilidades de vivir en un lugar con menor estrés (Preston y Taubman, 1994), además de entender claramente la información y las pautas médicas, y presentar mayor comprensión e incorporación de nuevas tecnologías médicas (Caldwell, 1979; Grossman y Kaestner, 1997; Mirowsky y Ross, 2005; Cutler y Lleras-Muney, 2006; Elo, Martikainen y Smith, 2006; Hummer y Lariscy, 2011; Montez y Zajacova, 2013). Todo esto contribuye a que los riesgos de mortalidad sean menores en aquellas personas que tienen alto nivel educativo.

En consecuencia, se utiliza la variable educación, dado que es una causa fundamental de la mortalidad en tanto opera a través de una variedad de recursos sociales, económicos, estilos de vida y condiciones de salud (Rogers, Hummer y Everett, 2013).

Diferenciales socioeconómicos y su interacción con edad y sexo

Respecto de la variación de los diferenciales socioeconómicos en la mortalidad a lo largo del ciclo de vida de los individuos, existen diversos estudios —principalmente realizados en Estados Unidos desde la década del sesenta— que vienen describiendo que estos diferenciales disminuyen con la edad (Kitagawa y Hauser, 1973; Kunst y Mackenbach, 1994; Elo y Preston, 1996; Hummer y Hernández, 2013). Esta línea argumentativa sostiene que el aumento de la edad favorece la convergencia, debido a que la gente inevitablemente se debilita o ve empeorada su salud a medida que envejece y finalmente muere, independientemente de la clase social a la que pertenecía (House et al., 1990; Elo y Preston, 1996). Según Hoffmann (2005), esta convergencia viene a ser quizás un resultado de un cambio desde lo social a determinantes biológicos donde se ve empeorada la salud producto del envejecimiento. A eso se le puede sumar la reducción de los retornos de la educación con la edad, debido al retiro del sistema de estratificación social o por un cambio composicional dentro del estrato educativo (Montez, Hummer y Hayward, 2012). No obstante, el efecto de selección de la mortalidad es la razón más probable de la disminución de las diferencias educativas en la mortalidad en los adultos mayores (Crimmins, 2005). Esta situación concuerda con lo planteado por Hoffman (2011), quien sostiene que una de las explicaciones del hecho de que la población sea homogénea en las edades avanzadas (en Estados Unidos) es la mayor selectividad de la mortalidad en la etapa adulta.

Al contrario de la hipótesis de convergencia algunos estudios señalan que, si se considera el efecto cohorte y período, los diferenciales educativos en la sobrevivencia aumentan con la edad (Lauderdale, 2001). Estos resultados concuerdan con la hipótesis de la ventaja acumulativa planteada por Ross y Wu (1995), quienes no encuentran evidencia de convergencia en materia de salud entre los diferentes niveles de ingresos y de educación en la vejez.

Por otro lado, los diferenciales socioeconómicos en la mortalidad también varían según el sexo. A pesar de que en los estudios sobre los diferenciales socioeconómicos de mortalidad generalmente la mujer ha recibido menor atención (Koskinen y Martelin, 1994) —sobre todo en aquellos que utilizan como indicador de estatus la ocupación o ingreso—, existe una serie de hallazgos que dan cuenta de un gradiente más pronunciado entre los hombres en comparación a las mujeres (Pappas *et al.*, 1993; Preston y Taubman, 1994; Koskinen y Martelin, 1994; Rogers, Hummer y Nam, 2000; Montez *et al.*, 2009; Rogers *et al.*, 2010; Montez, Hummer y Hayward, 2012; Ross, Masters y Hummer, 2012; Rogers, Hummer y Everett, 2013).

Las diferencias según sexo en la mortalidad han sido explicadas en consideración a una serie de hipótesis, dentro de las cuales se encuentra la hipótesis biológica, que señala que los factores genéticos serían los causantes de un exceso de mortalidad en los hombres y ello también explicaría las diferencias de expectativa de vida según sexo. Sin embargo, existe otra hipótesis que hace referencia a los comportamientos (Nathanson y López, 1987; Montez *et al.*, 2009) y que plantea que el diferencial de sexo en la mortalidad se debe a las diferencias comportamentales o de actitudes que socialmente manifiesta un sexo u otro. Es decir que el diferencial por sexo obedece a la adopción o exposición de comportamientos y estilos de vida de mayor riesgo por parte de los hombres (López, 1983 en Nathanson, 1984).

De esta forma, los diferenciales de sexo en la mortalidad pueden estar asociados con valores, actitudes y roles sociales asignados a hombres y mujeres que pueden —consciente e inconscientemente— provocar autoprotección en unos y comportamientos autodestructivos en otros (Nathanson, 1984). O sea, como demuestran Rogers, Hummer y Nam (2000), la brecha de sexo en la mortalidad está influenciada por las diferencias hombre-mujer en lo social y en lo económico, y por las actitudes y características comportamentales. A su vez, el diferencial de sexo en la mortalidad es mayor en las edades jóvenes, etapa en la cual los hombres son más propensos a involucrarse en conductas de riesgo que en general se atenúan con la edad (Rogers *et al.*, 2010).

Algunos estudios han mostrado que el gradiente educativo en la mortalidad es comparable entre sexos o, en su defecto, que no existen diferencias estadísticamente significativas entre los sexos (Elo y Preston, 1996; McDonough *et al.*, 1999; Zajacova, 2006; Zajacova y Hummer, 2009). Una de las explicaciones —además del efecto de selección— que se ha dado a esta similitud según sexo puede deberse a que algunas vías muestran fuertes retornos de la educación para hombres y mujeres, de modo que sus efectos se equilibran (Zajacova y Hummer, 2009).

América Latina

Entre los estudios realizados en América Latina sobre la asociación entre educación y mortalidad adulta, se encuentra un estudio desarrollado en Colombia en el que se observa la existencia de una asociación inversa entre las dos variables; en este trabajo se concluye que el diferencial aumenta en todo el período de estudio (Arroyave, Burdorf y Avendano, 2013). Por otra parte, Manzelli (2014) encontró para el caso de Argentina (utilizando datos del censo demográfico de Argentina de 2010 y del registro de estadísticas vitales del mismo año) que el diferencial disminuye con la edad y es más fuerte o pronunciado en los hombres. A su vez, en un estudio desarrollado en Brasil, Rentería y Turra (2009), utilizando el método estocástico, describen que las mujeres de entre 30 y 69 años de edad sin

escolaridad, presentan tasas de mortalidad 1,4 veces mayor en comparación con aquellas que tienen entre 1 y 8 años de estudios, y 2,2 veces mayor que de aquellas mujeres con 9 o más años de escolaridad (Rentería, 2010). En la misma línea, Gomes (2011) desarrolla un análisis de los determinantes de la mortalidad entre los adultos mayores en el estado de San Pablo (Brasil) para el período 2000-2006 y describe en él que tanto hombres como mujeres con mayor educación presentan una mayor sobrevivencia, aunque el gradiente es más acentuado para los hombres. De esta forma, los hombres sin educación formal presentan tasas de mortalidad 2,9 veces mayores que aquellos que tienen entre 1 y 7 años de educación, diferencial que para el caso de las mujeres fue de 1,8.

El caso de Chile

Existen básicamente cuatro estudios sobre diferenciales socioeconómicos en la mortalidad en Chile, que utilizan la educación como *proxy* de estatus socioeconómico. En el primero, Vega *et al.* (2001) estiman la expectativa de vida temporaria para hombres y mujeres de entre 20 y 69 años de edad y concluyen que la longevidad guarda estrecha relación con los niveles de educación alcanzados. Es decir que la escolaridad es un potente factor de predicción de la longevidad. Además, los autores señalan que aumentaron las diferencias educativas en la expectativa de vida temporaria en el período de exposición (1985-1996). Por su parte, Koch *et al.* (2007) se centran en individuos mayores a 20 años de edad en el municipio de San Francisco de Mostazal en la sexta región del país, para concluir que aquellos que tienen menos de 8 años de educación mantienen tasas de mortalidad 1,5 veces más altas que los que tienen más de 8. Posteriormente, Koch *et al.* (2010) constataron que las personas con educación secundaria y universitaria presentan 33% y 70% menos riesgo de morir por cualquier causa en comparación con aquellos que tienen educación básica.

Finalmente, el estudio desarrollado por Delgado *et al.* (2006), evalúa el diferencial educativo en la mortalidad adulta durante cinco trienios¹³ para la población de entre 20 y 70 años de edad, utilizando los datos provenientes de los registros de muertes y de la Encuesta de Caracterización Social de Chile (Casen). Los resultados describen la existencia de un gradiente educativo en la mortalidad adulta total y según algunas causas específicas de muerte incorporadas en el estudio. Si bien este estudio contribuye a la descripción del gradiente educativo en la mortalidad adulta en Chile, en el que se puede constatar que disminuye con la edad, sus resultados presentan algunas inconsistencias. Se puede observar que durante todo el período de estudio existen oscilaciones en el gradiente, presentando cambios entre hombres y mujeres, siendo mayor para los hombres en alguna oportunidad y mayor para las mujeres en otras¹⁴ e incluso existen aumentos y disminuciones del gradiente entre un trienio y otro. Estas inconsistencias pueden deberse a las fuentes de datos utilizadas. A su vez, en Delgado *et al.* (2006) los resultados pueden estar ocultando una concentración del diferencial educativo en ciertos grupos de edad que no son detectados al agrupar la población en grandes grupos etarios. Asimismo, las tasas de mortalidad total según nivel educativo pueden estar sesgadas dada la utilización de la

13 1985-1987; 1990-1992; 1995-1997; 1998-2000; 2001-2003.

14 Por ejemplo, el diferencial educativo en la mortalidad según sexo fue mayor para los hombres entre 20 y 24 años en los trienios 1985-1987 y 1990-1992, en tanto en los otros trienios el gradiente fue mayor para las mujeres.

población menor de 30 años, que está en un período en el cual la educación no puede ser considerada como variable estable o fija.

De esta forma, al considerar la extensa literatura existente en otros países y los estudios realizados hasta la fecha en Chile, se entiende pertinente desarrollar una estimación del gradiente educativo en la mortalidad adulta en Chile. Este estudio espera encontrar la existencia de una relación inversa entre educación y mortalidad adulta en Chile (hipótesis) además de describir variaciones por sexo, edad y período en la relación entre educación y mortalidad adulta. Para probar estas hipótesis se utilizan modelos estadísticos (regresión de Poisson) que permiten medir la variación estadística de los resultados encontrados. Con relación a los trabajos ya realizados para Chile, combinamos diferentes estrategias que consideramos otorgan mayor consistencia a los resultados: utilizamos datos para toda la población de Chile, categorizamos las variables de educación y edad de forma de reducir las variaciones temporales y permitir resultados más robustos, además de presentar pruebas estadísticas a través de la aplicación del modelo de Poisson.

Datos, medidas y métodos

Como estamos interesados en estimar tasas de mortalidad, obtuvimos los datos para el numerador (muertes) y denominador (años-persona) de esas tasas de dos fuentes diferentes. En primer lugar, la información referente al registro de muertes de la población en Chile fue entregada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) de Chile, institución pública encargada de la generación y difusión de la información sociodemográfica del país. En segundo lugar, la información referente a los censos demográficos de Chile de los años 1992 y 2002 fue extraída del Integrated Public Use Microdata Series, International (Ipums).¹⁵ Cabe señalar que, debido a que la información de muertes proviene de tres años seguidos (trienios), la estimación de años-persona fue realizada mediante la multiplicación de la población por los tres años considerados en cada trienio.

Las informaciones sociodemográficas y estadísticas vitales de Chile se caracterizan por tener buena calidad y cobertura. Según Tacla (2010), las estadísticas de defunciones de Chile tienen un 0,6% de subregistro. Se tiene evidencia de que entre 1990 y 1997 el subregistro fue de 0,9% (OPS, 2002). Porcentajes similares fueron detectados para los quinquenios 1990-1995 y 1995-2000, los cuales fueron 0,67% y 0,48% respectivamente (INE y Celade, 2005). Por otro lado, en la actualidad, 99,6% de las muertes ocurridas se registran mediante certificados médicos, mientras que en el año 1991 este valor era 95,7% (INE, 2002) y 99,0% en el año 2003 (Núñez e Icaza, 2006).

La calidad de las estadísticas vitales de Chile ha sido analizada y descrita por diversos autores (Bay y Orellana, 2007; Tacla, 2010), quienes han señalado que el sistema de registro es completo, situación que viene a ser prácticamente una excepción dentro de las estadísticas vitales de los países en desarrollo.

Respecto de la variable educación, en la tabla 1 puede apreciarse el bajo porcentaje de «sin dato» que esta variable tiene. Por ejemplo, la proporción de sin dato de educación para el trienio 1991-1993 fue de 0,88%, en tanto en el segundo trienio fue de 0,11%. Dado su bajo porcentaje, las muertes sin información de educación —equivalentes a 1991 muertes— fueron eliminadas de la base de datos, para totalizar 425.191 muertes.

15 Minnesota Population Center, *Integrated Public Use Microdata Series, International, Version 6.4* (Machine-readable database), Minneapolis: University of Minnesota, 2014

Tabla 1
Descripción de la distribución de muertes de 30 y más años de edad y número de muertes sin información sobre nivel educativo según sexo y período

Información		Hombres	Mujeres	Subtotal	%	Total
1991-1993	Muertes	104.993	91.412	196.405	99,12	196.405
	Sin dato	1.043	688	1.731	0,88	
2001-2003	Muertes	122.569	106.217	228.786	99,87	228.786
	Sin dato	201	59	260	0,11	
Total		228.806	198.376	427.182	100%	425.191

Fuente: elaboración propia a partir de información de las estadísticas vitales de Chile

Respecto de las variables incorporadas en el estudio, una es el período (dividido en dos trienios, 1991-1993 y 2001-2003). La elección de este período de exposición obedece al interés por mostrar la variación del gradiente educativo en la mortalidad en décadas recientes, lo cual puede captar, de manera directa e indirecta, los avances en términos educativos y de salud que ha evidenciado la población en Chile.¹⁶ La utilización de la información proveniente del censo recae en el hecho de que este incluye al universo de la población, en tanto otras fuentes de información utilizan técnicas de muestreo. Vale notar que la información sobre población obtenida de los censos de Chile equivale al punto medio de cada trienio que estamos analizando. O sea, hacemos uso de los datos de los censos de 1992 y 2002 sin necesidad de interpolaciones o extrapolaciones.

Por su parte, la edad es categorizada en diez grupos quinquenales entre los 30 y 79 años, además de un intervalo abierto (80 años y más). El sexo es una variable dicotómica. La variable *educación* se categoriza en tres grupos: 1) entre 0 y 8 años (bajo nivel de escolaridad); 2) de 9 a 12 años (nivel medio de escolaridad), y 3) de 13 o más años (alta escolaridad). La inclusión de la población que no tiene escolaridad en la misma categoría de quienes tienen al menos ocho años de escolaridad, se debe al bajo porcentaje de población que declara no tener escolaridad (tanto en el registro de muertes como en el censo de población). Cabe señalar que la categorización utilizada corresponde a la clasificación del sistema de educación que se implementó en Chile desde el año 1965 hasta el año 2006, teniendo como consecuencia la homologación y reclasificación de aquellas personas de cohortes mayores que estuvieron expuestas a un sistema de educación dividido en categorías diferentes (0 a 6, 7 a 12, 13 o más) al sistema nuevo de educación.¹⁷

Modelo

La utilización de la regresión de Poisson se debe a que permite trabajar con datos de conteo como es este caso y evaluar la significatividad estadística a las estimaciones

16 Nuestra idea inicial era considerar como período de estudio el año 2012, año en que se realizó el último censo de población en el país. Sin embargo, debido a sus limitaciones y a la calidad de la información recogida en este censo optamos por remitirnos a un período menor, de diez años.

17 Por ejemplo, personas fallecidas entre 1991 y 1993 con 75 años de edad y que en el registro de muertes aparecen con 8 años de educación, en la categorización de educación que desarrollamos pasan a formar parte de la primera categoría (0 a 8 años), que es equivalente a la educación básica bajo el sistema de clasificación o división de la educación utilizado. Sin embargo, bajo el sistema antiguo de educación, ellos alcanzaron a cursar dos años de secundaria. Es decir, en la homologación se privilegia el año de escolaridad y no el nivel.

realizadas, especialmente la significatividad de los diferenciales de mortalidad entre subgrupos, como ya fue realizado en trabajos anteriores de mortalidad adulta (por ejemplo, Turra y Goldman, 2007).

De esta forma, mediante la estimación de una regresión de Poisson se puede modelar el número de defunciones de una población en base al tiempo de exposición al riesgo de muerte (Scott Long, 1997). En este tipo de modelo se asume que la varianza de la variable contable es igual a su media (Rodríguez, 2007; Scott Long 1997). La fórmula de la regresión está definida por un modelo *log-linear* que se describe como:

$$\log(\mu_i) = \beta X'_i \quad (2)$$

Donde X es un vector de variables y el coeficiente β_j es estimado por máxima verosimilitud. Dado que el objetivo es modelar el número de muertes de la población adulta en Chile en función del tiempo de exposición al riesgo de muerte se incluye en la ecuación 2 como un término independiente del vector de variables el tiempo de exposición (*offset*), que corresponde al *log* de la medida de exposición, que en este caso es años-persona. De esta forma, el modelo de regresión está dado por la siguiente ecuación:

$$\log E(\text{muertes}) = \beta \cdot X_i + \log(\text{exposición (personas-año)}) \quad (3)$$

Respecto de las variables del modelo, la variable dependiente es el logaritmo de la tasa de mortalidad y las variables independientes son básicamente tres: edad, educación y período. Estas variables deben ser incluidas en la ecuación 3 del modelo de regresión en el lugar del vector X_i .

El primer modelo a ser estudiado incluye las variables edad y educación, y permite de esta forma obtener las tasas de mortalidad de la población adulta en Chile según edad y educación en un modelo aditivo. Este modelo es aplicado de forma independiente para mujeres y hombres. Así, la ecuación del primer modelo (independiente del sexo) queda de la siguiente forma:

$$\log E(\text{muertes}) = \beta_1 + \beta_2 \cdot \text{EDAD} + \beta_3 \cdot \text{EDUCACIÓN} + \log(\text{exposición}) \quad (4)$$

Posteriormente, el segundo modelo, multiplicativo, incorpora la interacción de la variable entre edad y educación. La incorporación de este *término interactivo* permite separar el efecto conjunto del efecto puro que ellas tienen sobre la mortalidad. De esta forma, el segundo modelo busca captar la variación del gradiente educativo por edad. La ecuación queda de la siguiente manera:

$$\log E(\text{muertes}) = \beta_1 + \beta_2 \cdot \text{EDAD} + \beta_3 \cdot \text{EDUCACIÓN} + \beta_4 \cdot \text{EDAD} * \text{EDUCACIÓN} + \log(\text{exposición}) \quad (5)$$

Cabe destacar que tanto para el modelo 1 como para el modelo 2 se realizaron estimaciones independientes o separadas para cada período de tiempo.

Ahora bien, el tercer modelo considera la incorporación de la variable período, mediante la cual se busca dar cuenta de la variación de la mortalidad en los años más recientes.

$$\log E(\text{muertes}) = \beta_1 + \beta_2 \cdot \text{EDAD} + \beta_3 \cdot \text{EDUCACIÓN} + \beta_4 \cdot \text{EDAD} * \text{EDUCACIÓN} + \beta_5 \cdot \text{PERÍODO} + \log(\text{exposure}) \quad (6)$$

El cuarto modelo incorpora la interacción entre período y educación, mediante la cual se busca captar la variación del gradiente educativo en los años más recientes.

$$\log E(\text{muertes}) = \beta_1 + \beta_2 \cdot \text{EDAD} + \beta_3 \cdot \text{EDUCACIÓN} + \beta_4 \cdot \text{EDAD} * \text{EDUCACIÓN} + \beta_5 \cdot \text{PERÍODO} + \beta_6 \cdot \text{PERÍODO} * \text{EDUCACIÓN} + \log(\text{exposure}) \quad (7)$$

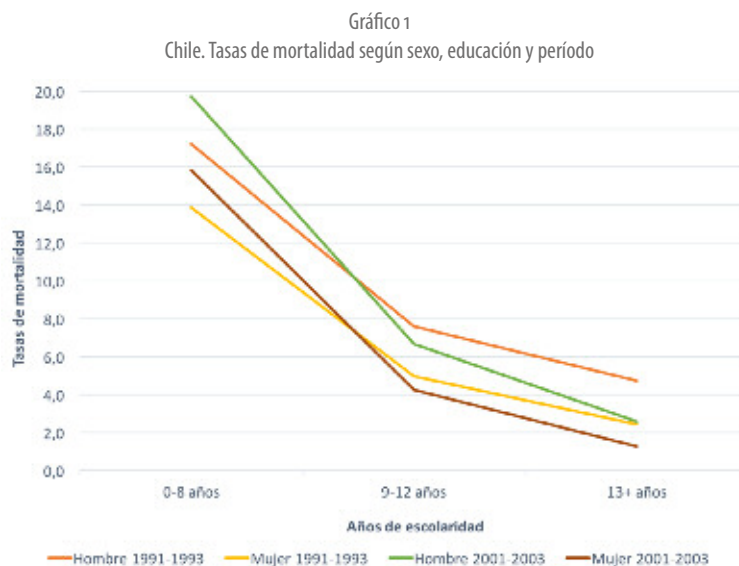
Finalmente, a partir de la combinación y transformación de los coeficientes estimados en los modelos de regresión por una función exponencial, es posible estimar las tasas de mortalidad para los grupos específicos de la población de interés de análisis.

Análisis y discusión de resultados

Tabla 2
Chile. Número de muertes, años-persona y tasas de mortalidad para hombres y mujeres, 1991-2003

Edad	Hombres					
	1991-1993			2001-2003		
	Muertes	Años-persona	Tasa de mortalidad	Muertes	Años-persona	Tasa de mortalidad
30-34	3.269	1.687.460	1,94	3.004	1.792.187	1,68
35-39	3.333	1.368.603	2,44	3.728	1.841.272	2,02
40-44	3.760	1.120.254	3,36	4.507	1.660.028	2,72
45-49	4.630	945.152	4,9	5.399	1.334.186	4,05
50-54	5.889	777.575	7,57	6.758	1.113.874	6,07
55-59	7.503	630.835	11,89	8.913	888.476	10,03
60-64	11.223	602.978	18,61	10.976	715.220	15,35
65-69	12.308	428.238	28,74	13.244	557.085	23,77
70-74	13.816	301.635	45,8	17.567	472.330	37,19
75-79	14.949	203.633	73,41	16.621	277.285	59,94
80+	24.312	196.531	123,71	31.852	279.704	113,88
Total	104.992	8.262.894	12,7	122.569	10.931.647	11,2
	Mujeres					
30-34	1.139	1.746.578	0,65	957	1.829.442	0,52
35-39	1.564	1.449.334	1,08	1.455	1.903.293	0,76
40-44	2.010	1.187.784	1,69	2.199	1.744.832	1,26
45-49	2.832	1.002.664	2,82	2.961	1.398.022	2,12
50-54	3.649	860.312	4,24	3.927	1.178.791	3,33
55-59	4.643	693.826	6,69	5.246	943.705	5,56
60-64	7.083	693.324	10,22	6.873	801.837	8,57
65-69	8.721	505.746	17,24	8.773	653.051	13,43
70-74	10.928	390.605	27,98	12.829	583.181	22
75-79	14.242	283.759	50,19	14.531	381.085	38,13
80+	34.601	337.797	102,43	46.466	484.257	95,95
Total	91.412	9.151.729	10,0	10.6217	11.901.496	8,9

Fuente: INE: *Registro de muertes, 1991-2003*; IPUMS: *Censos de población, 1992 y 2002*



Fuente: INE: *Registro de muertes y Censos demográficos, 1992, 2002*

Antes de analizar los resultados de los modelos de regresión de Poisson se considera relevante hacer una descripción de las tasas de mortalidad según sexo, edad y período, obtenidas de la división del número total de muertes sobre el total de años-persona vividos expuestas al riesgo de morir según esas características. Al analizar las tasas de mortalidad según edad, sexo y período (tabla 2), se puede observar claramente que las tasas de mortalidad del primer trienio (1991-1993) son mayores que las estimadas para el segundo trienio 2001-2003 para ambos sexos. Esta situación da cuenta de un significativo e importante descenso de la mortalidad en Chile durante el período de estudio. A su vez, se logra observar que la mortalidad presenta una caída para ambos sexos en todos los grupos etarios y las tasas de mortalidad de las mujeres son menores a las estimadas para los hombres en todas las edades, lo cual, en concordancia con una amplia literatura existente al respecto, da cuenta de la existencia de sobremortalidad masculina.

En el gráfico 1 se observa que las tasas de mortalidad según educación, sexo y período para todas las edades dan cuenta de la existencia de un gradiente educativo en la mortalidad. Por ejemplo, en el trienio 2001-2003 los hombres que tienen trece o más años de escolaridad presentan tasas de mortalidad de 2,6%, considerablemente menores a la tasa de mortalidad de los menos escolarizados (19,7%). Por su parte, entre las mujeres se mantiene la misma tendencia a diferentes tasas de mortalidad. Así, aquellas que tienen trece o más años de escolaridad presentan una tasa de mortalidad de 1,2% en comparación a la tasa de las menos escolarizadas que alcanza un valor de 15,8% (para mayor detalle, véase tabla A1 en el anexo).

Sin embargo, en el gráfico 1 también puede observarse un aumento de las tasas de mortalidad entre aquellos individuos con baja escolaridad. Así, se tiene que para los hombres menos escolarizados (cero a ocho años) la tasa de mortalidad aumentó de 17,2% a 19,7%. La misma situación se observa para el caso de las mujeres. En contraposición, quienes tienen trece o más años de escolaridad evidencian una fuerte disminución de las tasas de mortalidad (para mayor detalle, véase la tabla A1 en el anexo).

Estimaciones de la mortalidad adulta en Chile según sexo, edad, educación y período a partir de los modelos de regresión

Del primer modelo de regresión se obtienen los efectos puros de edad y educación. Todos son estadísticamente significativos (tabla A2 del anexo). No es sorprendente notar que el valor de todos los coeficientes de ese modelo para hombres y mujeres aumenta con la edad. Esto significa que los hombres y las mujeres de edades más avanzadas presentan mayores tasas de mortalidad. Por ejemplo, en el trienio 2001-2003 los hombres que tenían entre 35 y 39 años de edad presentaron una tasa de mortalidad de 2,9‰. En cambio, aquellos que tenían entre 75 y 79 años presentaron una tasa de mortalidad de 79,0‰. La tendencia de las mujeres es la misma, con la salvedad de que las tasas de mortalidad son menores a la de los hombres. Así, las mujeres cuyas edades están entre 35 y 39 años presentaron una tasa de mortalidad de 1,4‰, significativamente inferior a la tasa de mortalidad de las mujeres de entre 75 y 79 años de edad (55,2‰ muertes). Por lo tanto, este primer modelo de regresión concuerda con la estimación directa descrita en el análisis descriptivo, dando cuenta que a mayor edad, mayores tasas de mortalidad tanto en hombres como en mujeres.

Por otro lado, los coeficientes de los grupos de educación en el modelo muestran claramente la existencia de una relación negativa o inversa entre años de educación y mortalidad (por mayor detalle, véase tabla A2 del anexo). Así, los resultados del primer modelo permiten señalar que aquellas personas (hombres y mujeres) que en Chile poseen una alta escolaridad presentan menores tasas de mortalidad. En la tabla 3 se presentan las tasas de mortalidad según sexo, edad, educación y período, estimadas a partir de los coeficientes de regresión del primer modelo. Vale recordar que el modelo 1 estimado del cual se desprenden las tasas de mortalidad presentadas en la tabla 3 no incorpora la interacción entre las variables edad y educación y, por lo tanto, no permite captar la variación del diferencial educativo dentro de cada grupo de edad.

Un punto importante a destacar, evidenciado en el análisis descriptivo presentado anteriormente, tiene que ver con el aumento de la tasa de mortalidad de quienes tienen entre 0 y 8 años de escolaridad entre un período y otro. En las mujeres, esta situación se observa solo en el grupo etario de 30 a 34 años de edad. Sin embargo, entre los hombres es un fenómeno recurrente en las edades más jóvenes hasta los 49 años de edad y en los grupos etarios de entre 55 y 59 y de 80 y más.

Por otra parte, a partir de las tasas de mortalidad estimadas se puede observar cuál es el diferencial educativo relativo promedio para todos los grupos de edad. En este sentido, se tiene que entre los hombres en el primer trienio (1991-1993) las tasas de mortalidad del grupo con menor escolaridad (cero a ocho años) son 1,8 veces mayores que las tasas de aquellos que tienen trece o más años de escolaridad, razón que para el caso de las mujeres es de 2,0.

Tabla 3

Chile. Tasas de mortalidad específicas (por ‰) de hombres y mujeres en función de la edad, educación y período, estimadas a partir de los coeficientes de regresión de Poisson

Edad	Educación	Hombre		Mujer	
		1991-1993	2001-2003	1991-1993	2001-2003
30-34	0-8 años	2,3	2,7	0,9	0,9
	9-12 años	1,8	1,8	0,5	0,5
	13+ años	1,3	0,8	0,4	0,3
35-39	0-8 años	2,9	3,0	1,4	1,2
	9-12 años	2,2	2,0	0,9	0,7
	13+ años	1,6	0,8	0,7	0,3
40-44	0-8 años	3,9	4,0	2,1	2,0
	9-12 años	3,0	2,6	1,3	1,1
	13+ años	2,1	1,1	1,0	0,5
45-49	0-8 años	5,6	5,9	3,3	3,2
	9-12 años	4,3	3,8	2,1	1,7
	13+ años	3,0	1,6	1,7	0,9
50-54	0-8 años	8,4	8,4	4,8	4,6
	9-12 años	6,4	5,5	3,1	2,5
	13+ años	4,6	2,3	2,5	1,3
55-59	0-8 años	13,0	13,1	7,5	7,2
	9-12 años	10,0	8,5	4,8	3,9
	13+ años	7,1	3,7	3,8	2,0
60-64	0-8 años	20,3	19,3	11,3	10,6
	9-12 años	15,5	12,5	7,2	5,8
	13+ años	11,0	5,4	5,7	2,9
65-69	0-8 años	31,1	28,8	19,0	16,1
	9-12 años	23,7	18,7	12,1	8,7
	13+ años	16,8	8,0	9,6	4,5
70-74	0-8 años	49,3	44,1	30,8	26,0
	9-12 años	37,7	28,7	19,5	14,1
	13+ años	26,7	12,3	15,6	7,2
75-79	0-8 años	79,0	70,0	55,2	44,2
	9-12 años	60,4	45,5	35,0	24,0
	13+ años	42,8	19,5	27,9	12,3
80+	0-8 años	132,8	132,9	112,4	110,9
	9-12 años	101,5	86,4	71,2	60,3
	13+ años	71,9	37,1	56,9	30,8
Razón entre 0-8 años/13+ años		1,8	3,6	2,0	3,6

Fuente: elaboración propia a partir de información de las estadísticas vitales de Chile

En el segundo trienio (2001-2003), el diferencial educativo relativo es evidentemente mayor al del primero para ambos sexos. Sin embargo, es exactamente idéntico entre hombres y mujeres con un valor de 3,6. Es decir, tanto hombres como mujeres que tienen entre 0 y 8 años de escolaridad presentan tasas 3,6 veces mayores respecto a quienes tienen 13 o más años de escolaridad. Estos resultados son significativos, y señalan que en un período de 10 años el diferencial educativo en la mortalidad se duplicó en los hombres, mientras que en el caso de las mujeres aumentó un 80%. A su vez, estos resultados indican que el gradiente educativo de la mortalidad adulta en Chile ha ido aumentando a través del tiempo. Si bien las tasas específicas de mortalidad disminuyen de un período a otro en todos los grupos etarios, el diferencial educativo relativo aumenta en todos los grupos etarios en el segundo período, en función tanto del aumento de la tasa de mortalidad entre los menos escolarizados —en el caso de los más jóvenes—, como de la caída más rápida de los grupos de escolaridad más altos en todas las edades. Además, se evidencia la existencia de un diferencial educativo entre aquellos menos escolarizados (0 a 8 años) con el grupo intermedio (9 a 12 años), igual a 1,31 en 1991-1993, y entre el grupo intermedio con el grupo de alta educación (13 o más), igual 1,41 en 1991-1993. Aunque el diferencial sea menor al encontrado entre los grupos extremos, también aumentó de un período a otro.

Ante estos hallazgos, resulta interesante introducir en el modelo de regresión la interacción entre las variables edad y educación de forma de identificar y describir la existencia de variación en el gradiente educativo dentro de cada grupo etario. Respecto de los hombres, en el segundo modelo,¹⁸ para ambos puntos del tiempo, los coeficientes de la interacción entre edad y educación son estadísticamente significativos en casi todas las edades, a excepción de las edades más jóvenes (véase tabla A3 en el anexo). A su vez, los coeficientes de la interacción son positivos, aumentan con la edad y también aumentan con el nivel de escolaridad, lo cual sugiere que los diferenciales de mortalidad son mayores en los grupos etarios de «adultos jóvenes» y que disminuyen con la edad.

El gráfico 2, además de describir la variación del gradiente educativo por edad para el caso de los hombres, da cuenta de la ampliación del gradiente entre un período y otro. Como se mencionó antes, los coeficientes de interacción entre edad y escolaridad no son estadísticamente significativos para los grupos etarios más jóvenes, probablemente porque hay pocos casos de muertes de jóvenes con trece o más años de escolaridad, lo que no permite afirmar que hubo un crecimiento en el diferencial en esas edades. Además de eso, los resultados sugieren que a pesar de existir un crecimiento en el diferencial entre los grupos de escolaridad de cero a ocho y trece y más entre las décadas de análisis, ese crecimiento fue ligeramente menor en las edades más avanzadas.

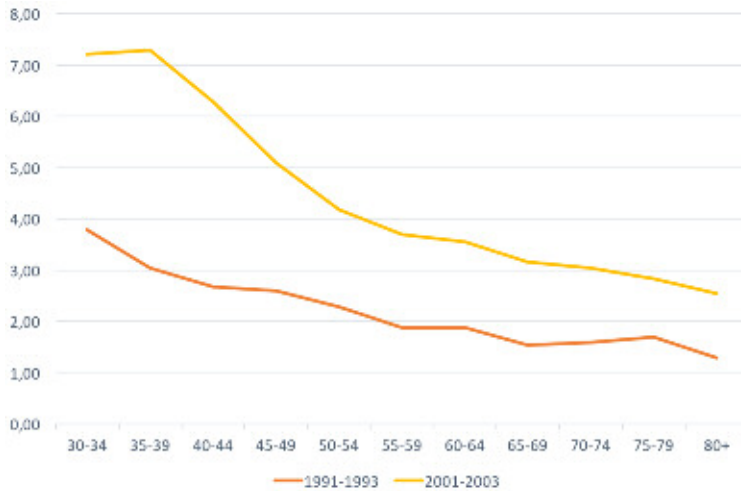
Para las mujeres, los coeficientes de regresión de la interacción de las variables edad y educación no son estadísticamente significativos para el período 1991-1993. Algunos de los coeficientes de interacción se tornan significativos en el segundo trienio (2001-2003) ($p < 0,05$), especialmente para los grupos de edades entre cincuenta y ochenta o más (véase tabla A3 en el anexo). El gráfico 3 permite observar que en el primer trienio entre las mujeres no existe una variación acentuada del gradiente educativo en cada grupo etario (pero esto no quiere decir que no exista gradiente), lo que es consistente con la ausencia de significatividad estadística de la interacción entre edad y educación apuntada

18 $\log E(\text{muertes}) = \beta_{-i} + \beta_{-2} \cdot \text{EDAD} + \beta_{-3} \cdot \text{EDUCACIÓN} + \beta_{-4} \cdot \text{EDAD} * \text{EDUCACIÓN} + \log(\text{exposición})$

anteriormente (tabla A3 en el anexo). En el segundo trienio, los diferenciales son más altos en todas las edades, en función del mayor efecto puro de la educación, pero en general, permanece poco significativa la relación entre educación y edad. De hecho, el crecimiento en el diferencial de mortalidad para los grupos de escolaridad de cero a ocho y tres o más fue en general, menor para los grupos de edades más avanzadas.

Gráfico 2

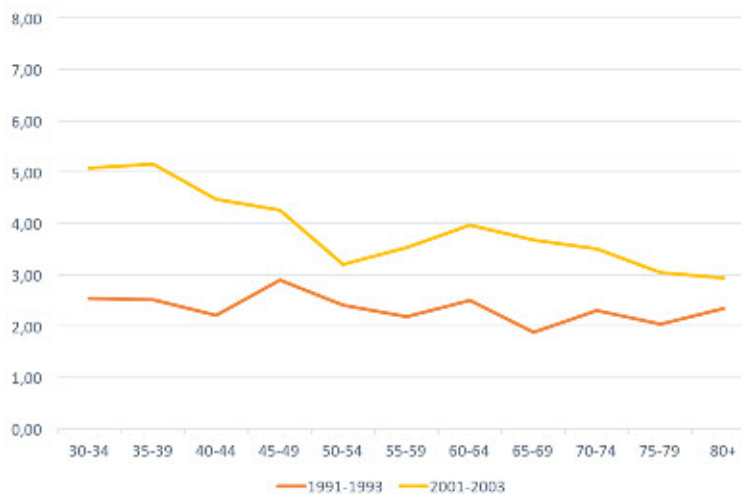
Chile: Hombres, diferencial educativo (razón entre 0-8/13+) según edad y período (ratios estimados a partir del modelo 2)



Fuente: INE: *Registro de muertes y Censos demográficos, 1992, 2002*

Gráfico 3

Chile: Mujeres, diferencial educativo (razón entre 0-8/13+) según edad y período (ratios estimados a partir del modelo 2)



Fuente: INE: *Registro de muertes y Censos demográficos, 1992 y 2002.*

Dado que hasta el momento los resultados descritos dan cuenta de la ampliación del diferencial educativo en la mortalidad adulta en Chile en ambos sexos, en el tercer paso

las estimaciones son producidas para los dos períodos en un único modelo, y se incluye la variable período con el fin de identificar la existencia de variación de la mortalidad en los años más recientes. Los resultados obtenidos con este modelo¹⁹ confirman la variación de la mortalidad en los últimos años, y revelan que el coeficiente de período fue negativo y estadísticamente significativo ($p < 0,001$), sugiriendo que en el trienio más reciente (2001-2003) las tasas de mortalidad son en promedio cerca de 10% menor que en 1991-1993 (por mayor detalle, véase tabla A4 en el anexo). En un cuarto modelo se incluye la interacción entre las variables período y educación, de forma de identificar y describir si el gradiente educativo varió en los años más recientes. En otras palabras, para verificar si la caída de la mortalidad fue, en promedio, mayor para los grupos más escolarizados. Los resultados de los coeficientes de interacción de este modelo²⁰ indican una ampliación estadísticamente significativa del diferencial educativo en el período 2001-2003 para ambos sexos. Por ejemplo, para el grupo de trece y más, la mortalidad media en relación con los menos escolarizados cayó casi a la mitad en 2001-2003 en relación con el trienio anterior (por mayor detalle, véase tabla A4 en el anexo). Este resultado confirma el aumento de las desigualdades de mortalidad por educación en Chile entre los años 1990 y los años 2000.

Comentarios finales

Los resultados obtenidos a partir del desarrollo de una serie de pruebas estadísticas dan cuenta de una relación inversa entre educación y mortalidad, y concuerdan con una amplia gama de estudios desarrollados tanto en países desarrollados como en aquellos en desarrollo, incluyendo Chile (Preston y Taubman, 1994; Elo y Preston, 1996; Rogers, Hummer y Nam, 2000; Rentería y Turra, 2009; Gomes, 2011; Rogers, Hummer y Everett, 2013), situación que viene a significar que las ventajas o beneficios en este caso otorgados por la escolaridad o educación se distribuyen de manera lineal en la escala de la estratificación social. Esto permite verificar la existencia de un efecto protector de la educación o, en rigor, de la mayor cantidad de años de escolaridad.

Los resultados respecto del diferencial relativo (efecto puro de las variables) apuntan a que en el primer trienio, para el caso de los hombres, aquellos menos escolarizados presentan tasas de mortalidad 1,8 veces mayores que aquellos con mayor escolaridad, diferencial que se duplica en los diez años de observación, para alcanzar un valor de 3,6. Por su parte, las mujeres menos escolarizadas en el trienio 1991-1993 presentaron tasas de mortalidad 2,0 veces mayores que aquellas con mayor escolaridad, diferencial que en el trienio 2001-2003 aumentó a 3,6. Sin embargo, al momento de introducir la interacción entre las variables edad y educación en los modelos de regresión, se obtiene como resultado que el diferencial educativo en la mortalidad es más pronunciado en los hombres que en las mujeres. Este diferencial por sexo en la mortalidad adulta puede ser atribuido a factores comportamentales y, a su vez, los hallazgos parecen dar cuenta de una diferenciación en los retornos de la educación entre hombres y mujeres.

Los resultados también permiten observar la identificación de diferenciales más pequeños en la mortalidad adulta entre los individuos con mayor y menor escolaridad

19 $\log E(\text{muertes}) = \beta_{-1} + \beta_{-2} \cdot \text{EDAD} + \beta_{-3} \cdot \text{EDUCACIÓN} + \beta_{-4} \cdot \text{EDAD} * \text{EDUCACIÓN} + \beta_{-5} \cdot \text{PERÍODO} + \log(\text{exposure})$

20 $\log E(\text{muertes}) = \beta_{-1} + \beta_{-2} \cdot \text{EDAD} + \beta_{-3} \cdot \text{EDUCACIÓN} + \beta_{-4} \cdot \text{EDAD} * \text{EDUCACIÓN} + \beta_{-5} \cdot \text{PERÍODO} + \beta_{-6} \cdot \text{PERÍODO} * \text{EDUCACIÓN} + \log(\text{exposure})$

respecto a quienes tienen una educación intermedia (nueve a doce años) o entre quienes tienen educación intermedia y quienes tienen educación superior (trece o más años). Esto, refuerza la idea de que el gradiente social se distribuye de forma gradual en todos los grupos de educación (Adler *et al.*, 1994; Rentería, 2010; Hummer y Lariscy, 2011, entre otros)

Otro hallazgo del estudio tiene que ver con la variación del diferencial educativo en la mortalidad adulta en Chile según la edad, ya que el gradiente parece ser mayor en las edades adultas más jóvenes y disminuir con la edad. Esa relación parece haber incluso disminuido para las edades más avanzadas, proporcionalmente, en el trienio más reciente. De esta forma, se observa que en la población chilena de edades más avanzadas existe una mayor homogeneidad, que puede ser atribuida al proceso de selección de la mortalidad. Conclusiones similares han sido descritas en otros estudios (Crimmins, 2005; Hoffman, 2005).

El gradiente social en la mortalidad adulta descrito para el caso de Chile no varía tan solo por edad, sexo y grupo educativo, también se ha evidenciado una ampliación del diferencial en los años más recientes, a pesar de que se observa una disminución de los niveles de mortalidad. Esta situación deja de manifiesto que los avances o mejoras que se han dado en salud no se han distribuido de forma equitativa entre los distintos grupos sociales. En este sentido, a pesar de que algunos indicadores sociales y económicos colocan a Chile entre los países de la vanguardia en América Latina, los hallazgos descritos en este estudio plantean la existencia de un gradiente social en la mortalidad adulta que da cuenta de la existencia de desigualdades socioeconómicas en la salud, situación que se refleja en que entre un trienio y otro las tasas de mortalidad de los menos escolarizados aumentan y de los más escolarizados disminuyen.

Sin embargo, pese a estas evidencias, surgen algunas posibles explicaciones subyacentes que pueden dar cuenta del aumento del gradiente entre 1991-1993 y 2001-2003. La primera explicación guarda relación con las limitaciones o posibles inconsistencias que tiene la información. Utilizamos dos fuentes de datos distintas (registro de muertes y censos de población) y, por lo tanto, es posible que haya inconsistencias en las definiciones de escolaridad entre ellas. En el caso de que esas inconsistencias estén cambiando en el tiempo, es posible atribuir una parte de la variación en el diferencial de mortalidad a su agravamiento o mejoría. Tampoco es posible saber cuál es la calidad de la información de educación declarada en el registro de muertes. Aunque la proporción de información faltante de la variable educación sea muy baja en los datos de mortalidad, no conseguimos confirmar si los datos sufrieron algún tratamiento antes de ser entregados al público a través de imputación de información originalmente faltante. Esa hipótesis debe ser considerada, ya que en otros países de América Latina, como por ejemplo Brasil, la proporción de información faltante sobre educación en los registros de muerte es muy alta. Se trata apenas de una hipótesis que, en el caso de confirmarse, podría significar que hubo variación en la calidad de la declaración de educación afectando nuestras comparaciones entre edades y en el tiempo.

Otra explicación alude a los cambios en la composición de los grupos de escolaridad en función de otras características que también afectan la mortalidad, las que, a raíz de las fuentes de datos utilizadas, no pueden ser medidas en este estudio. Esos cambios vendrían de la propia movilidad educativa que hace que la composición de los grupos de escolaridad más baja y de los de la más alta cambie en razón de las ganancias en años

de educación. En otras palabras, no sabemos en qué medida las categorías de educación son comparables a lo largo del tiempo y cómo eso afectaría los niveles de mortalidad, en virtud de características familiares y socioeconómicas de los individuos que alcanzan los niveles más altos de educación, así como de las características de los que son dejados atrás en los grupos más bajos de escolaridad durante el proceso de ampliación de la educación en el país.

Por último, si bien se logra dar cuenta de la existencia de un gradiente educativo en la mortalidad adulta de ambos sexos en los diferentes grupos de edad, se sugiere que estudios futuros consideren dentro de sus objetivos la estimación de la variación de la distribución composicional de la población según niveles educativos y como esa variación ha afectado la mortalidad total. A su vez, también se considera relevante la inclusión de variables que logren dar cuenta del contexto social y cultural de los individuos, con el objetivo de observar su efecto sobre la mortalidad adulta. Es decir, estudios futuros debieran intentar incluir otras variables y relaciones que permitan ampliar el conocimiento acerca de los canales a través de los cuales la educación afecta la mortalidad.

Referencias bibliográficas

- ADLER, N. E. *et al.* (1994), «Socioeconomic status and health: the challenge of the gradient», en *American Psychologist*, Washington, 49 (1): 15-24.
- AGUIRRE, A. (1997), «Mortalidad materna en México: medición a partir de estadísticas vitales», en *Estudios Demográficos y Urbanos*, 12 (1-2): 34-35.
- ARROYAVE, I. D. C.; BURDORF, A. y AVENDANO, M. (2013), «The Impact of Increasing Health Insurance Coverage on disparities in Mortality: Health Care Reform in Colombia, 1998-2007», en *American Journal of Public Health*, 103 (3).
- BANCO MUNDIAL (BM) (2015), *Chile, Panorama General*, en: <<http://www.bancomundial.org/es/country/chile/overview#1>>, acceso: 26/12/2015.
- BAY, G. y ORELLANA, H. (2007), «La calidad de las estadísticas vitales en la América Latina» (versión preliminar para discusión), *Taller de expertos en el uso de estadísticas vitales: alcances y limitaciones* (LC/R.2141), Santiago de Chile: CEPAL.
- BEHM, H. y ROSERO, L. (1977), *Mortalidad en los primeros años de vida en países de América Latina*, Santiago de Chile: Celade; 1976-1978, Serie A, N.º 1024-1032, 1036-1039.
- BICEGO, G. y BOERMA, T. (1990), *Maternal education, use of health Services and child survival: an analysis of data from the Bolivia DHS Survey*, en <<https://dhsprogram.com/pubs/pdf/WP1/WP1.pdf>>, acceso 14/9/2013.
- CALDWELL, J. (1979), «Education as a factor in mortality decline: an examination of Nigerian data», en *Population Studies*, 33 (3): 395-413.
- CRIMMINS, E. y SAITO, Y. (2001), «Trends in healthy life expectancy in the United States, 1970-1990: Gender, racial, and educational differences», en *Social Science & Medicine*, 52: 1629-1641.
- CRIMMINS, E. M. (2005), «Socioeconomic differentials in mortality and health at the older ages», en *Genus*, LXI (1): 163-178.
- CUTLER, D. M. y LLERAS-MUNEY, A. (2006), *Education and health: evaluating theories and evidence* [S. l.]: NBER Working Paper Series, National Bureau of Economic Research, en <<http://www.nber.org/papers/w12352>>, acceso: 12/9/2013.
- DELGADO, I. y JADUE, L. (2006), *Evaluación a mitad de período. Objetivo III Disminuir las Desigualdades en Salud*, Santiago de Chile: División de Planificación Sanitaria, Subsecretaría de Salud Pública, Ministerio de Salud de Chile, en: <http://epi.minsal.cl/epi/html/sdesalud/OS/ EvOS_III.pdf>, acceso: 23/8/2013.
- ELO, I. T. y PRESTON, S. H. (1996), «Educational differentials in mortality: United States, 1979-85», en *Social Science and Medicine*, Oxford, 42: 47-57, enero.
- ELO, I. T.; MARTIKAINEN, P. y SMITH, K. (2006), «Socioeconomic differentials in mortality in Finland and the United States: The role of education and income», en *European Journal of Population-Revue Européenne de Demographie*, 22 (2): 179-203.
- FOX, J. (1984), «Design Problems and data collection strategies in studies of mortality differentials: developed countries», en VALLIN, J.; POLLARD, J. H. y HELIGMAN, L., *Methodologies for the collection and analysis of mortality data*, Ordina, Liege: International Union for the Scientific Study of Population.
- FUENTES, R. y MIES, V. (2005), *Mirando el desarrollo económico de Chile: una comparación internacional*, Documento de trabajo n.º 287, Santiago de Chile: Instituto de Economía de la Universidad Católica de Chile.
- GOLDMAN, N. (2001), «Social Inequalities in Health: Disentangling the Underlying Mechanisms», en *Annals of the New York Academy of Sciences*, 954: 118-139.

- GOMES, M. M. F. (2011), *Passado e presente: uma análise dos determinantes da mortalidade entre idosos com base nos dados da SABE 2000-2006*, Tesis de Doctorado en Demografía, Belo Horizonte: Cedeplar, UFMG.
- GROSSMAN, M. y KAESTNER, R. (1997), «Effects of education on health», en BEHRMAN, J. y STACEY, N. (eds.), *The Social Benefits of Education*, University of Michigan Press, Ann Arbor.
- HOFFMANN, R. (2005), «Do socioeconomic mortality differences decrease with rising age?», en *Demographic Research*, vol. 13, n.º 2: 35-62, agosto.
- (2011), «Socioeconomic inequalities in old-age mortality: A comparison of Denmark and the USA», en *Social Science & Medicine*, 72 (12): 1986-1992.
- HOUSE, J. S.; KESSLER, R. C.; HERZOG, A. R.; MERO, R. P.; KINNEY, A. M. y BRESLOW, M. J. (1990), «Age, Socioeconomic Status, and Health», en *The Milbank Quarterly*, 68: 383-411.
- HUISMAN, M.; KUNST, A. E.; BOPP, M.; BORGAN, J.-K.; BORRELL, C.; COSTA, G.; DEBOOSERE, P.; GADEYNE, S.; GLICKMAN, M.; MARINACCI, C.; MINDER, C.; REGIDOR, E.; VALKONEN, T. y MACKENBACH, J. P. (2005), «Educational inequalities in cause-specific mortality in middle-aged and older men and women in eight western European populations», en *Lancet*, 365 (9458): 493-500, Londres, febrero.
- HUMMER, R. A. y LARISCY, J. (2011), «Educational Attainment and Adult Mortality», en Rogers, R. G. y Crimmins, E., *International Handbook of Adult Mortality*, Nueva York: Springer.
- HUMMER, R. y HERNANDEZ, E. (2013), «The effect of educational attainment on adult mortality in the United States», en *Population Bulletin*, vol. 68, n.º 1.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA DE CHILE (INE) (2007), *Estadísticas vitales, Informe anual 2007*, Santiago de Chile: INE.
- (2010), *Estadísticas vitales, Informe anual 2010*, Santiago de Chile: INE.
- KITAGAWA, E. M. y HAUSER, P. M. (1973), *Differential Mortality in the United States: A Study in Socioeconomic Epidemiology*, Harvard: Harvard University Press.
- KOCH, E. et al. (2012), «Nivel de educación de la mujer, servicios de salud materna, legislación de aborto y mortalidad materna: un experimento natural en Chile desde 1957 a 2007», en <<http://www.plosone.org/attachments/pone.0036613.Spanish.pdf>>, acceso: 25/11/2013.
- KOCH, E.; ROMERO, T.; MANRÍQUEZ, L.; PAREDES, M.; ORTÚZAR, E.; TAYLOR, A.; ROMÁN, C.; KIRSCHBAUM, A. y DÍAZ, C. (2007), «Desigualdad educacional y socioeconómica como determinante de mortalidad en Chile: análisis de sobrevida en la cohorte del proyecto San Francisco», en *Rev Méd Chile*, 135: 1370-1379.
- KOCH, E.; ROMERO, T.; ROMERO, C.X.; AKEL, C.; MANRÍQUEZ, L.; PAREDES, M.; ROMÁN, C.; TAYLOR, A.; VARGAS, M. y KIRSHBAUM, A. (2010), «Impact of education, income and chronic disease risk factors on mortality of adults: does 'a pauper-rich paradox' exist in Latin American societies?», en *Elsevier, Public Health*, 124: 39-48.
- KOSKINEN, S. y MARTELIN, T. (1994), «Why are socioeconomic mortality differences smaller among women than among men?», en *Soc. Sci. Med.*, 38 (10): 1385-1396.
- KUNST, A. y MACKENBACH, J. (1994), «The size of mortality differences associates with education level in nine industrialized countries», en *American Journal of Public Health*, Washington, 84 (6): 932-937, abril.
- LAUDERDALE, D. S. (2001), «Education and Survival: Birth Cohort, Period, and Age Effects», en *Demography*, 38 (4): 551-561, noviembre.
- LANSKY, S.; FRANÇA, E. y KAWACHI, I. (2007), «Social Inequalities in Perinatal Mortality in Belo Horizonte, Brazil: The Role of Hospital Care», en *Am J Public Health*, 97 (5): 867-873, mayo.
- LLERAS-MUNEY, A. (2004), «The relationship between education and adult mortality in the United States», en *Review of Economic Studies*, 72 (250): 189-221.

- LYNCH, J. W. y KAPLAN, G. A. (2000), «Socioeconomic Factors», en: BERKMAN, L. F. y KAWACHI, I. (eds.) *Social Epidemiology*, Nueva York: Oxford University Press.
- MACKENBACH, J. P.; KUNST, A. E.; CAVELAARS, A. E. y GEURTS, J. J. (1997), «Socioeconomic inequalities in morbidity and mortality in western Europe», en *Lancet*, 7: 1655-1659, junio, The EU Working Group on Socioeconomic Inequalities in Health.
- MACKENBACH, J. P.; KUNST, A. E. y GROENHOF, F. (1999), «Socioeconomic inequalities in mortality among women and among men: an international study», en *Am J Public Health*, 89 (12): 1800-1806.
- MANZELLI, H. (2014), «Educational attainment and adult mortality differentials in Argentina», en *Revista Latinoamericana de Población*, en: <<http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=323832454006>>, acceso: 20/1/2015.
- MARMOT, M. G. y MCDOWALL, M. E. (1986), «Mortality decline and widening social inequalities», en *The Lancet*, 2: 274-276, agosto.
- MARTELIN, T. (1994), «Mortality by indicators of socioeconomic status among the Finnish elderly», en *Pergamon. Soc. Sci. Med.*, 38 (9): 1257-1278.
- MCDONOUGH, P.; WILLIAMS, D. R.; HOUSE, J. S. y DUNCAN, G. J. (1999), «Gender and the socioeconomic gradient in mortality», en *Journal of Health and Social Behavior*, 40 (1): 17-31.
- MEJÍA, J. C. (1995), *Mortalidad infantil y educación materna en República Dominicana: Décadas de los 70 y los 80*, DHS Working Papers, 17, en <<http://dhsprogram.com/pubs/pdf/WP17/WP17.pdf>>, acceso: 18/10/2013.
- MIECH, R. y HAUSER, R. (1998), *Social Class Indicators and Health at Midlife*. Center for demography and ecology, CDE Working Paper, 98-06, University of Wisconsin-Madison, en <http://www.ssc.wisc.edu/cde/cdewp/98-06.pdf>, acceso: 21/11/2014.
- MIECH, R.; PAMPEL, F.; KIM, J. y ROGERS, R. (2011), «The Enduring Association between Education and Mortality The Role of Widening and Narrowing Disparities», en *American Sociological Review*, 76 (6): 913-934.
- MINISTERIO DE VIVIENDA Y URBANISMO (MINVU) (2012), *Elementos de diagnóstico para una nueva política nacional de desarrollo urbano*, Versión 04, noviembre, Santiago de Chile: MINVU.
- MIROWSKY, J. y ROSS, C. (2005), «Education, Learned Effectiveness, and Health», en *London Review of Education*, 3: 205-220.
- MONTEIRO, M. F. G. (1990), «O efeito da educação materna sobre a mortalidade infantil», en *Revista Brasileira de Estudos da População*, 17 (1): 74-85.
- MONTEZ, J. K.; HAYWARD, M. D.; BROWN, D. C. y HUMMER, R. A. (2009), «Why Is the Educational Gradient in Mortality Steeper for Men?», en *The Journals of Gerontology, Series B: Psychological and Social Sciences*, 64 (4): 625-634.
- MONTEZ, J. K.; HUMMER, R. A. y HAYWARD, M. D. (2012), «Educational Attainment and Adult Mortality in the United States: A Systematic Analysis of Functional Form», en *Demography*, 49 (1): 315-336.
- MONTEZ, J. K. y ZAJACOVA, A. (2013), «Explaining the Widening Education Gap in Mortality Risk among U. S. White Women», en *Journal of Health and Social Behavior*, 54 (2): 165-181.
- NATHANSON, C. A. (1984), «Sex differences in mortality», en *Anual Review of Sociology*, 10: 191-213.
- y LOPEZ, A. D. (1987), «The future of sex mortality differentials in industrialized countries: A structural hypothesis», en *Population Research and Policy Review*, 6: 123-136.
- NÚÑEZ, L. e ICAZA, G. (2006), «Calidad de las estadísticas de mortalidad en Chile. 1997-2003», en *Rev. Méd Chile*, 134 (9): 1191-1196.
- ORGANIZACIÓN PANAMERICANA DE LA SALUD (OPS) (2002), *Situación de Salud de Las Américas. Indicadores Básicos 2002. Programa Especial de Análisis de Salud*, Washington D. C.: OPS/SHA.

- PALLONI, A. (1984), «Design problems and data collection strategies in studies of mortality differentials: Developing countries», en VALLIN, J.; POLLARD, J. H. y HELIGMAN, L., *Methodologies for the collection and analysis of mortality data*, Ordina, Liege: International Union for the Scientific Study of Population.
- PAPPAS, G.; QUEEN, S.; HADDEN, W. y FISHER, G. (1993), «The increasing disparity in mortality between socioeconomic groups in the United States, 1960 and 1986», en *The New England Journal of Medicine*, 39 (2): 103-109, Boston, julio.
- PELÁEZ, E. y ACOSTA, L. (2011), «Educación y mortalidad diferencial de adultos. Provincia de Córdoba, República Argentina», en *Papeles de Población*, 70, en: <http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1405-74252011000400002&lng=es&tlng=es>, acceso: 20/10/2013.
- PRESTON, S. H. y ELO, I. T. (1995), «Are educational differentials in adult mortality increasing in the United States?», en *Journal of aging and health*, 7: 476-96.
- PRESTON, S. H.; ELO, I.; ROSENWAIKE, I. y HILL, M. (1996), «African-American mortality at older ages. Results of a matching study», en *Demography*, 33 (2): 193-209, mayo.
- PRESTON, S. H. y TAUBMAN, P. (1994), «Socioeconomic differences in adult mortality and health status», en MARTIN, L. G. y PRESTON, S. H., *Demography of aging*, Washington D. C.: Academy Press.
- PROGRAMA DE LAS NACIONES UNIDAS PARA EL DESARROLLO (PNUD) (2011), *Informe de Desarrollo Humano 2011; Sostenibilidad y equidad: un mejor futuro para todos*, Nueva York: PNUD, en: <http://hdr.undp.org/sites/default/files/hdr_2011_es_complete.pdf>, acceso: 26/12/2015.
- (2013), *Informe de Desarrollo Humano 2013. El ascenso del Sur; Progreso humano en un mundo diverso*, Nueva York: PNUD, en: <http://www.undp.org/content/dam/venezuela/docs/undp_ve_IDH_2013.pdf>, acceso: 26/12/2015.
- RENTERÍA, E. (2010), *Estimativas de mortalidade adulta feminina por nível de escolaridade no Brasil*, Tesis de Doctorado en Demografía, Belo Horizonte: Cedeplar, Universidade Federal de Minas Gerais.
- y TURRA, C. (2009), «Educational Differentials in Adult Women's Mortality in Brazil», en <<http://epc2008.princeton.edu/papers/80478>>, acceso: 8/11/2013.
- RIVERA, L. (2006), *Importancia de la educación materna para la reducción de la mortalidad infantil y la mortalidad en la niñez en el Perú*, en <<http://www.bvsde.paho.org/bvsacd/cd61/rivera.pdf>>, acceso: 18/9/2013.
- RODRIGUEZ, G. (2007), «Poisson Models for Count Data», en <<http://data.princeton.edu/wws509/notes/c4.pdf>>, acceso: 10/1/2014.
- ROGERS, R. G.; HUMMER, R. A. y EVERETT, B. G. (2013), «Educational differentials in US adult mortality: An examination of mediating factors», en *Social Science Research*, 42: 465-481.
- ROGERS, R. G.; HUMMER, R. A. y NAM, Ch. A. (2000), *Living and Dying in the USA: Behavioral, Health, and Social Differentials of Adult Mortality*, Nueva York: Academic Press.
- ROSS, C.; MASTERS, R. y HUMMER, R. (2012), «Education and the Gender Gaps in Health and Mortality», en *Demography*, 49 (4): 1157-1183, noviembre.
- ROSS, C. y WU, C. (1995), «The links between education and health», en *American Sociological Review*, 60: 719-745.
- SASTRY, N. (2005), «Trends in Socioeconomic Inequalities in Mortality in Developing Countries: The Case of Child Survival in Sao Paulo, Brazil», en *Demography*, 41 (3): 443-464.
- SCOTT LONG, J. (1997), *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*, Thousand Oaks-Londres-Nueva Delhi: SAGE Publications.

- SHKOLNIKOV, M.; ANDREEV, E. M.; JDANOV, D. A.; JASILIONIS, D.; KRAVDAL, O.; VAGERO, D. y VALKONEN, T. (2012), «Increasing absolute mortality disparities by education in Finland, Norway and Sweden, 1971 e 2000», en *J Epidemiol Community Health*, 66 (4): 372-378, abril.
- SMITH, G. D.; BARTLEY, M. y BLANE, D. (1990), «The black report on socioeconomic inequalities in health 10 years on», en *British Medical Journal*, 301 (6748): 18-25, Londres.
- STEVENSON, T. H. C. (1923), «The social distribution of mortality from different causes in England and Wales, 1910-12», en *Biometrika*, 15 (3/4): 382-400, en: <<http://doi.org/10.2307/2331872>>, acceso: 26/12/2015.
- TACLA, O. (2010), «Cobertura de las estadísticas vitales a partir de la información recogida en censos o derivada de ellos: experiencias y lecciones aprendidas en la región», en *Los censos de 2010 y salud*, Serie de Seminarios y Conferencias, 59, Santiago de Chile: CEPAL.
- TURRA, C. y GOLDMAN, N. (2007), «Socioeconomic Differences in Mortality Among U. S. Adults: Insights into the Hispanic Paradox», en *Journal of Gerontology: Social Sciences*, S184-S192.
- WILKINSON, R. G. (1997), «Socioeconomic determinants of health. Health inequalities: relative or absolute material standards?», en *BMJ: British Medical Journal*, 314 (7080): 591-595, en: <<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC2126067/pdf/9055723.pdf>>, acceso: 26/12/2015.
- ZAJACOVA, A. (2006), «Education, gender, and mortality: Does schooling have the same effect on mortality for men and women in the U. S.?», en *Social Science & Medicine*, 63: 2176-2190.
- y HUMMER, R. A. (2009), «Gender Differences in Education Effects on All-Cause Mortality for White and Black Adults in the United States», en *Social Science & Medicine*, 69 (4): 529-537, agosto.

Anexo

Tabla A1

Chile. Número de muertes, personas años y tasas de mortalidad para hombres y mujeres según años de escolaridad, 1991-2003

Educación	Hombres					
	1991-1993			2001-2003		
	Muertes	Años-persona	Tasa de mortalidad	Muertes	Años-persona	Tasa de mortalidad
0-8 años	80.395	4.674.116	17,20	90.536	4.593.429	19,71
9-12 años	20.098	2.641.540	7,61	25.511	3.826.333	6,67
13+ años	4.499	947.238	4,75	6.522	2.511.885	2,60
Total	104.992	8.262.894	12,7	122.569	10.931.647	11,2
	Mujeres					
0-8 años	74.912	5.401.833	13,87	85.786	5.411.852	15,85
9-12 años	14.458	2.909.967	4,97	17.346	4.075.368	4,26
13+ años	2.042	839.930	2,43	3.085	2.414.275	1,28
Total	91.412	9.151.730	10,0	10.6217	11.901.495	8,9

Fuente: INE: *Registro de muertes*, 1991-2003; IPUMS: *Censos demográficos*, 1992 y 2002

Tabla A2

Chile. Coeficientes de regresión Poisson del número de muertes de hombres y mujeres en función de la edad, educación para 1991-1993 y 2001-2003

Edad	Modelo 1			Modelo 1			Modelo 1			Modelo 1		
	Hombre 1991-1992			Hombre 2001-2003			Mujer 1991-1993			Mujer 2001-2003		
	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0
35 a 39	0,222	0,025	0,000	0,120	0,025	0,000	0,477	0,039	0,000	0,300	0,042	0,000
40 a 44	0,518	0,024	0,000	0,390	0,024	0,000	0,881	0,037	0,000	0,761	0,039	0,000
45 a 49	0,868	0,023	0,000	0,779	0,023	0,000	1,354	0,035	0,000	1,248	0,037	0,000
50 a 54	1,284	0,022	0,000	1,136	0,022	0,000	1,735	0,034	0,000	1,624	0,036	0,000
55 a 59	1,720	0,021	0,000	1,584	0,021	0,000	2,175	0,033	0,000	2,066	0,035	0,000
60 a 64	2,163	0,020	0,000	1,968	0,021	0,000	2,586	0,032	0,000	2,451	0,035	0,000
65 a 69	2,587	0,020	0,000	2,369	0,020	0,000	3,103	0,032	0,000	2,869	0,034	0,000
70 a 74	3,050	0,020	0,000	2,795	0,020	0,000	3,583	0,031	0,000	3,347	0,034	0,000
75 a 79	3,521	0,019	0,000	3,258	0,020	0,000	4,167	0,031	0,000	3,879	0,034	0,000
80+	4,040	0,019	0,000	3,898	0,019	0,000	4,878	0,030	0,000	4,799	0,033	0,000
Educación												
9--12	-0,269	0,008	0,000	-0,431	0,007	0,000	-0,456	0,009	0,000	-0,609	0,008	0,000
13+	-0,613	0,015	0,000	-1,276	0,013	0,000	-0,680	0,023	0,000	-1,279	0,019	0,000
constante	-6,059	0,018	0,000	-5,916	0,019	0,000	-7,064	0,030	0,000	-6,999	0,033	0,000

Fuente: INE: *Registro de muertes* y *Censos demográficos*, 1992, 2002

Tabla A3
Chile. Coeficientes de regresión Poisson del número de muertes de hombres y mujeres en función de la edad y educación para 1991-1993 y 2001-2003

Edad	Modelo 2			Modelo 2			Modelo 2			Modelo 2		
	Hombre 1991-1992			Hombre 2001-2003			Mujer 1991-1993			Mujer 2001-2003		
	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0
35 a 39	0,159	0,032	0,000	0,143	0,034	0,000	0,409	0,051	0,000	0,248	0,061	0,000
40 a 44	0,425	0,030	0,000	0,378	0,032	0,000	0,834	0,048	0,000	0,714	0,057	0,000
45 a 49	0,736	0,028	0,000	0,732	0,031	0,000	1,305	0,045	0,000	1,211	0,054	0,000
50 a 54	1,114	0,027	0,000	1,016	0,030	0,000	1,683	0,044	0,000	1,606	0,052	0,000
55 a 59	1,504	0,026	0,000	1,437	0,029	0,000	2,111	0,043	0,000	2,083	0,051	0,000
60 a 64	1,947	0,025	0,000	1,817	0,028	0,000	2,522	0,042	0,000	2,491	0,050	0,000
65 a 69	2,360	0,025	0,000	2,201	0,028	0,000	3,049	0,041	0,000	2,909	0,050	0,000
70 a 74	2,829	0,024	0,000	2,623	0,027	0,000	3,521	0,041	0,000	3,394	0,050	0,000
75 a 79	3,293	0,024	0,000	3,088	0,027	0,000	4,101	0,041	0,000	3,914	0,049	0,000
80+	3,824	0,024	0,000	3,720	0,027	0,000	4,789	0,040	0,000	4,822	0,049	0,000
Educación												
9—12	-0,667	0,038	0,000	-0,601	0,038	0,000	-0,590	0,063	0,000	-0,433	0,069	0,000
13+	-1,330	0,077	0,000	-1,976	0,068	0,000	-0,931	0,114	0,000	-1,626	0,108	0,000
EDAD*EDUCACIÓN												
35-39*9-12	0,119	0,053	0,025	-0,126	0,052	0,015	0,182	0,083	0,029	0,110	0,088	0,210
35-39*13+	0,219	0,104	0,034	-0,011	0,096	0,906	0,010	0,151	0,949	-0,015	0,148	0,917
40-44*9-12	0,102	0,054	0,058	-0,084	0,050	0,091	0,139	0,082	0,089	0,064	0,082	0,431
40-44*13+	0,348	0,099	0,000	0,138	0,092	0,131	-0,133	0,150	0,373	0,128	0,136	0,347
45-49*9-12	0,189	0,052	0,000	-0,041	0,048	0,397	0,054	0,079	0,497	0,049	0,079	0,533
45-49*13+	0,376	0,101	0,000	0,348	0,086	0,000	0,148	0,145	0,308	0,177	0,130	0,172
50-54*9-12	0,297	0,050	0,000	0,102	0,047	0,031	0,016	0,077	0,838	-0,039	0,078	0,618
50-54*13+	0,506	0,100	0,000	0,546	0,082	0,000	0,298	0,144	0,038	0,461	0,123	0,000
55-59*9-12	0,472	0,047	0,000	0,162	0,046	0,000	0,097	0,075	0,195	-0,141	0,077	0,067
55-59*13+	0,699	0,096	0,000	0,669	0,080	0,000	0,218	0,144	0,132	0,363	0,125	0,004
60-64*9-12	0,475	0,045	0,000	0,167	0,045	0,000	0,079	0,072	0,272	-0,243	0,076	0,001
60-64*13+	0,703	0,091	0,000	0,710	0,080	0,000	0,281	0,140	0,045	0,249	0,128	0,052
65-69*9-12	0,505	0,044	0,000	0,224	0,044	0,000	0,021	0,071	0,769	-0,275	0,075	0,000
65-69*13+	0,902	0,090	0,000	0,826	0,079	0,000	0,202	0,142	0,156	0,323	0,128	0,011
70-74*9-12	0,481	0,044	0,000	0,249	0,043	0,000	0,075	0,069	0,279	-0,329	0,073	0,000
70-74*13+	0,865	0,089	0,000	0,862	0,077	0,000	0,187	0,140	0,182	0,372	0,124	0,003
75-79*9-12	0,541	0,043	0,000	0,229	0,044	0,000	0,090	0,068	0,183	-0,266	0,073	0,000
75-79*13+	0,802	0,088	0,000	0,935	0,078	0,000	0,360	0,132	0,006	0,513	0,123	0,000
80+*9-12	0,410	0,042	0,000	0,259	0,041	0,000	0,239	0,065	0,000	-0,180	0,070	0,010
80+*13+	1,074	0,083	0,000	1,042	0,073	0,000	0,405	0,120	0,001	0,549	0,113	0,000
Constante	-5,857	0,022	0,000	-5,765	0,026	0,000	-6,993	0,039	0,000	-7,024	0,049	0,000

Fuente: INE: *Registro de muertes y Censos demográficos, 1992, 2002.*

Tabla A4
Chile. Coeficientes de regresión Poisson del número de muertes de hombres y mujeres en función de la edad, educación
y la interacción entre las dos variables

Edad	Hombres						Mujeres					
	Modelo 3			Modelo 4			Modelo 3			Modelo 4		
	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0
35 a 39	0,167	0,023	0,000	0,162	0,023	0,000	0,343	0,039	0,000	0,340	0,039	0,000
40 a 44	0,417	0,022	0,000	0,412	0,022	0,000	0,786	0,037	0,000	0,783	0,037	0,000
45 a 49	0,745	0,021	0,000	0,741	0,021	0,000	1,268	0,035	0,000	1,266	0,035	0,000
50 a 54	1,081	0,020	0,000	1,076	0,020	0,000	1,655	0,033	0,000	1,651	0,033	0,000
55 a 59	1,489	0,019	0,000	1,483	0,019	0,000	2,108	0,033	0,000	2,103	0,033	0,000
60 a 64	1,898	0,019	0,000	1,893	0,019	0,000	2,516	0,032	0,000	2,512	0,032	0,000
65 a 69	2,298	0,018	0,000	2,291	0,018	0,000	2,990	0,032	0,000	2,985	0,032	0,000
70 a 74	2,743	0,018	0,000	2,732	0,018	0,000	3,467	0,031	0,000	3,460	0,031	0,000
75 a 79	3,208	0,018	0,000	3,199	0,018	0,000	4,016	0,031	0,000	4,010	0,031	0,000
80+	3,794	0,018	0,000	3,785	0,018	0,000	4,824	0,031	0,000	4,818	0,031	0,000
Educación												
9--12	-0,616	0,027	0,000	-0,552	0,027	0,000	-0,506	0,046	0,000	-0,443	0,047	0,000
13+	-1,696	0,051	0,000	-1,307	0,052	0,000	-1,342	0,078	0,000	-0,986	0,079	0,000
EDAD*EDUCACIÓN												
35-39*9-12	-0,020	0,037	0,579	-0,008	0,037	0,834	0,138	0,060	0,022	0,151	0,060	0,012
35-39*13+	0,080	0,070	0,254	0,082	0,070	0,245	-0,022	0,105	0,833	-0,019	0,105	0,854
40-44*9-12	-0,004	0,036	0,903	0,015	0,036	0,674	0,103	0,057	0,071	0,127	0,057	0,026
40-44*13+	0,217	0,067	0,001	0,221	0,067	0,001	-0,008	0,100	0,934	-0,001	0,100	0,990
45-49*9-12	0,066	0,035	0,061	0,084	0,035	0,017	0,067	0,055	0,221	0,089	0,055	0,105
45-49*13+	0,324	0,065	0,000	0,358	0,065	0,000	0,093	0,096	0,333	0,140	0,096	0,144
50-54*9-12	0,178	0,034	0,000	0,196	0,034	0,000	-0,003	0,054	0,950	0,017	0,054	0,759
50-54*13+	0,453	0,063	0,000	0,520	0,063	0,000	0,315	0,092	0,001	0,381	0,092	0,000
55-59*9-12	0,287	0,033	0,000	0,305	0,033	0,000	-0,028	0,053	0,593	-0,007	0,053	0,890
55-59*13+	0,606	0,061	0,000	0,670	0,061	0,000	0,248	0,093	0,008	0,297	0,093	0,001
60-64*9-12	0,299	0,032	0,000	0,311	0,032	0,000	-0,089	0,052	0,086	-0,075	0,052	0,150
60-64*13+	0,663	0,060	0,000	0,688	0,060	0,000	0,221	0,094	0,018	0,250	0,094	0,008
65-69*9-12	0,337	0,031	0,000	0,353	0,031	0,000	-0,139	0,051	0,007	-0,121	0,051	0,018
65-69*13+	0,802	0,059	0,000	0,837	0,059	0,000	0,211	0,094	0,025	0,251	0,094	0,008
70-74*9-12	0,332	0,031	0,000	0,355	0,031	0,000	-0,148	0,050	0,003	-0,125	0,050	0,013
70-74*13+	0,792	0,058	0,000	0,842	0,058	0,000	0,235	0,092	0,010	0,280	0,092	0,002
75-79*9-12	0,356	0,031	0,000	0,374	0,031	0,000	-0,096	0,049	0,053	-0,078	0,049	0,114
75-79*13+	0,848	0,058	0,000	0,854	0,058	0,000	0,417	0,090	0,000	0,431	0,090	0,000
80+*9-12	0,312	0,029	0,000	0,330	0,029	0,000	0,008	0,047	0,858	0,030	0,047	0,532
80+*13+	1,000	0,055	0,000	1,037	0,055	0,000	0,478	0,082	0,000	0,476	0,082	0,000

Edad	Hombres						Mujeres					
	Modelo 3			Modelo 4			Modelo 3			Modelo 4		
	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0
PERÍODO												
2001-03	-0,095	0,004	0,000	-0,037	0,005	0,000	-0,124	0,005	0,000	-0,087	0,005	0,000
PERÍODO*EDUCACIÓN												
2001-03*9--12				-0,147	0,011	0,000				-0,151	0,012	0,000
2001-03*13+				-0,653	0,020	0,00				-0,579	0,029	0,000
constante	-5,781	0,017	0,000	-5,804	0,017	0,000	-6,957	0,031	0,000	-6,972	0,031	0,000

Fuente: INE: *Registro de muertes y Censos demográficos, 1992, 2002.*

La lenta transición hacia un régimen de fecundidad tardía en Uruguay: los cambios en la edad al primer hijo entre 1978 y 2011

Mathías Nathan¹

*Programa de Población, Facultad de Ciencias Sociales,
Universidad de la República*

Resumen

El objetivo de este trabajo consiste en analizar los cambios en la edad al primer hijo en Uruguay entre 1978 y 2011. Para ello, se estimaron las tasas no condicionales de fecundidad por edad para el primer nacimiento y se calcularon la media y la desviación estándar de la edad al nacimiento del primer hijo en cada uno de los años con información disponible. Los resultados muestran un pequeño incremento de la edad media (de 23,7 a 24,7) y aumento de la varianza. Utilizando las probabilidades condicionales por edad para el primer nacimiento en 1985, 1996 y 2011, se muestra la emergencia y consolidación de un patrón bimodal con picos en las edades 20 y 30-32 años. También se encontró evidencia que indica un posible aumento del número

Abstract

The aim of this paper is to analyze the changes in age at first birth in Uruguay between 1978 and 2011. I estimated unconditional age-specific fertility rates for first birth to calculate the annual mean and standard deviation of age at first birth. Results show a small increase in the mean age (from 23.7 to 24.7) and the rise of the variance. Using conditional age-specific probabilities of first birth in 1985, 1996 and 2011, I show the emergence and consolidation of a bimodal pattern with peaks at ages 20 and 30-32. I also found some signals of a potential increase in the proportion of childless women at the end of their reproductive life.

Key words: Age at first birth. Fertility postponement. Teenage childbearing.

1 Es magíster en Demografía y Estudios de Población y estudiante de Doctorado en Ciencias Sociales, opción Estudios de Población de la misma Universidad de la República. Es docente e investigador del Programa de Población de la Facultad de Ciencias Sociales de la misma universidad. Sus temas de investigación abarcan el comportamiento reproductivo, el cambio familiar y la producción de datos demográficos.

de mujeres nulíparas al final de la etapa reproductiva.

Reproductive heterogeneity. Period measures. Uruguay

Palabras clave: Edad al primer hijo. Aplazamiento de la fecundidad. Fecundidad adolescente. Heterogeneidad reproductiva. Medidas de período. Uruguay

Introducción

La producción demográfica internacional ha mostrado creciente interés por el estudio de los cambios en el calendario de la fecundidad. El foco central de las investigaciones ha sido la postergación de la maternidad, entendida como el proceso de desplazamiento de la edad media al primer hijo (EMPH) hacia edades avanzadas del período reproductivo (Balbo *et al.*, 2013).

En Uruguay, el estudio sobre la edad al nacimiento del primer hijo cobró relevancia en la última década y se convirtió en uno de los focos de interés de varias investigaciones realizadas en el marco del análisis de los cambios en el comportamiento reproductivo, la dinámica familiar y la transición a la adultez. La mayoría de estos trabajos se basó en datos retrospectivos producidos a partir de encuestas específicas y censos (Bucheli y Cabella, 2007; Cardozo e Iervolino, 2009; Filardo, 2010; Fostik, 2014; Nathan, 2015 y 2013; Varela, Fostik y Fernández, 2012; Varela, Pollero y Fostik, 2008; Videgain, 2006). Un grupo menor de trabajos analizó los cambios en la edad al primer hijo a partir de medidas de período. En dicho grupo se encuentran los trabajos de Cabella (2009) y Varela (2007), que revisaron la edad de la madres primerizas en 1993 y 2004, y de Nathan, Pardo y Cabella (2014), que estudiaron la evolución del nivel y calendario de la fecundidad por orden de nacimiento entre 1996 y 2011.

No obstante, hasta el momento no existen trabajos que hayan intentado estimar una serie completa de tasas específicas de fecundidad por edad para el primer nacimiento ni calculado medidas resumen que permitan evaluar el nivel de avance del aplazamiento de la edad al primer hijo en Uruguay desde un enfoque de período. La ausencia de estos indicadores, además, es una limitante para dar seguimiento a los avances metodológicos propuestos recientemente en el campo de estudio del comportamiento reproductivo, como es el caso de los métodos aplicados para descomponer los efectos *tempo* y *quantum* en la tasa global de fecundidad (TGF) (Bongaarts y Sobotka, 2012).

El objetivo de este trabajo es analizar los cambios en la edad al nacimiento del primer hijo en Uruguay entre 1978 y 2011 a partir de la estimación anual de tasas de incidencia y probabilidades condicionales de fecundidad por edad. La pregunta que se intentará responder es en qué medida Uruguay se encamina hacia un régimen de fecundidad tardía. A estos efectos, se busca dar cuenta de la magnitud del cambio en la edad al primer hijo en Uruguay, así como evaluar dicho cambio en el marco del modelo conocido como *postponement transition*. Se examina también en qué medida el aplazamiento de la fecundidad se vincula con una mayor heterogeneidad en el comportamiento reproductivo de la población.

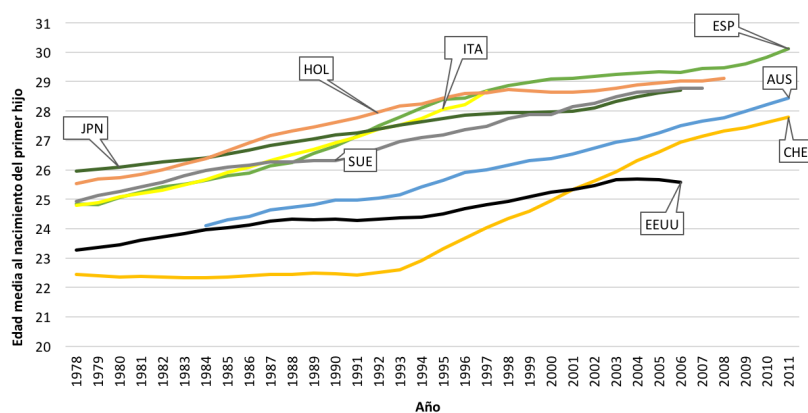
El tránsito hacia un régimen de fecundidad tardía

El retraso de la edad al primer hijo en los países desarrollados

La postergación de la fecundidad se ha convertido en una característica dominante de los patrones reproductivos en las sociedades posindustriales, en las que el nivel de la fecundidad ha descendido hasta valores muy bajos (entre 1,2 y 1,8 hijos por mujer) (Bongaarts y Sobotka, 2012). En Europa y en Japón se registró un incremento de entre 3 y 5 años en la EMPH desde fines de los setenta hasta mediados de la primera década del

siglo XXI (Billari, Liefbroer y Philipov, 2006; Sobotka, 2010). La EMPH en estos países se ubica actualmente entre los 28 y 30 años (gráfico 1). Aunque con valores más bajos, en Estados Unidos también se observó un aumento sostenido en ese mismo período (Mathews y Hamilton, 2009). La literatura demográfica ha identificado varios factores como las principales fuerzas detrás de la postergación de la fecundidad. Entre ellos se destacan la difusión de la píldora anticonceptiva, el aumento del empleo femenino, la expansión de la educación terciaria, los cambios en el sistema de valores y normas sociales y familiares, el deterioro de la situación económica de los adultos jóvenes y el retraso de la salida del hogar de origen y la formación de la primera unión (Beets, 2010; Billari, Liefbroer y Philipov, 2006; Frejka y Sardón, 2006; Kolher, Billari y Ortega, 2002; Mills *et al.*, 2011; Sobotka, 2010).

Gráfico 1
Edad media al nacimiento del primer hijo (EMPH) en países seleccionados. Años 1978 a 2011



Fuente: Elaboración propia con datos de la Human Fertility Collection. <www.fertilitydata.org>

Kolher, Billari y Ortega (2002) argumentan que la postergación de la fecundidad en los países desarrollados sigue un proceso que denominan como *postponement transition* (PT), esto es, el cambio hacia un nuevo régimen demográfico en el que la edad al nacimiento del primer hijo se estabiliza en edades avanzadas del período reproductivo. El año de inicio de la PT se define como el primero en un período de 3 años consecutivos durante los cuales la EMPH aumenta a un ritmo de 0,3 o más años. En los países europeos se observa un rango amplio de años de inicio, que van desde principios de los setenta (por ejemplo, Holanda) hasta mediados o fines de los noventa (Rusia, Bielorrusia, entre otros) (Kolher, Billari y Ortega, 2002). Dado que la PT se define a partir del ritmo de variación de la EMPH, sus valores al inicio de la transición también presentan diferencias significativas entre países. En algunos estaba cerca de los 25 años al inicio del proceso (países nórdicos o de Europa del sur) y en otros por debajo de los 23 años (países de Europa oriental) (Kolher, Billari y Ortega, 2006).

Al analizar el avance de la PT en los países de muy baja fecundidad, Kolher, Billari y Ortega (2002) señalan tres características inherentes al desencadenamiento y desarrollo de este proceso: 1) su inicio representa una ruptura respecto a un régimen previo, caracterizado por una relativa estabilidad en el *timing* del nacimiento del primer hijo a edades más tempranas; 2) una vez iniciada, la PT es persistente y conduce a grandes aumentos en

la EMPH, y 3) las características generales de la PT están presentes en un rango amplio de contextos socioeconómicos, por lo que se espera que —más tarde o más temprano— todos los países experimenten esta transición.

Según estos autores, el desarrollo de la PT puede ser explicado por mecanismos similares a los de la transición de la fecundidad observada en Europa y otras regiones del mundo, que combina incentivos a nivel individual y procesos de interacción social que refuerzan esta tendencia. Una vez que un grupo de mujeres se pone a la vanguardia de los cambios y comienza a aplazar el nacimiento de sus hijos, se produce un efecto de arrastre (difusión) por el cual se alienta a otros miembros de la población a seguir dicho comportamiento.

Kolher, Billari y Ortega (2002) introducen también el concepto de *rectangularización* de los patrones de fecundidad por edad. La rectangularización se caracteriza por una concentración creciente de los nacimientos dentro de un intervalo de edades cada vez más estrecho. Por ende, junto con el aumento de la EMPH, predicen un descenso de su desviación estándar. De acuerdo con los autores, la rectangularización puede encontrarse en un amplio conjunto de países con fecundidad debajo del nivel de reemplazo. Este es un aspecto central a la hora de analizar la evolución de la EMPH, ya que en la medida que los indicadores sugieren una progresiva concentración dentro de un rango de edades más acotado, se estaría frente a un escenario de convergencia de la conducta reproductiva de la población hacia un mismo patrón de fecundidad por edad.

Asimismo, la reducción de la dispersión en la edad al primer hijo podría ser una señal de que la EMPH estaría alcanzando su valor límite. No hay hasta el momento indicios claros de que la postergación de la fecundidad vaya a cesar en el futuro cercano (Sobotka, 2010). No obstante, el ritmo de aumento de la EMPH ha ido disminuyendo y es uno de los factores que explican el aumento de la TGF en los países europeos durante los últimos años (Bongaarts y Sobotka, 2012; Goldstein, Sobotka y Jasilioniene, 2009).

La eventual convergencia de los patrones de fecundidad en los países desarrollados es un tema de debate. Al respecto del avance de la postergación de la fecundidad, Sobotka (2004) indica que existen dos hipótesis enfrentadas. La primera es la ya mencionada hipótesis de la *rectangularización*, que implica una creciente concentración de la maternidad en un intervalo relativamente estrecho a edades avanzadas del periodo reproductivo (Kolher, Billari y Ortega, 2002). La segunda es la de la *polarización*, que implica el aumento de las brechas en la edad al primer hijo entre subpoblaciones diferenciadas en el plano social y económico (Ravanera y Rajulton, 2006).

Una creciente heterogeneidad en el *timing* de la fecundidad ha sido identificada en algunos países desarrollados, fundamentalmente los de habla inglesa (Sobotka, 2004). En Estados Unidos, por ejemplo, varios estudios han señalado una mayor dispersión de la edad de entrada a la maternidad en las cohortes más jóvenes (Bloom y Trussell, 1984; Kimeyer y Hamilton, 2011) y los patrones de inicio de la fecundidad presentan brechas crecientes entre estratos socioeconómicos (McLanahan, 2004; Rendall *et al.*, 2010). Por otra parte, la transmisión intergeneracional de la edad al nacimiento del primer hijo genera un efecto creciente en los extremos de la distribución: la edad al primer hijo es cada vez menor para las hijas de madres adolescentes y mayor para las nacidas de madres que iniciaron la maternidad luego de los 25 años (Kim, 2014). Por último, Sullivan (2005) documenta la emergencia del patrón bimodal en Estados Unidos durante los años noventa a partir del análisis de tasas condicionales para analizar los cambios en la fecundidad del

primer hijo y recomienda el uso de este tipo de tasas para evidenciar las diferencias existentes al interior de la población. En su estudio, muestra que la educación y la raza son los principales determinantes de la bimodalidad en su país.

Persistencia de la maternidad temprana y emergencia del aplazamiento de la fecundidad en América Latina y Uruguay

Mientras que los países europeos experimentaban un marcado aumento de la EMPH, América Latina parecía ajena a este fenómeno. Prácticamente todos los estudios realizados hasta mediados de la primera década de los 2000 indicaban que el descenso de la fecundidad observado en los países de la región no había estado acompañado de un envejecimiento en el calendario reproductivo. Rosero-Bixby (2004), por ejemplo, examinó las tendencias de la fecundidad hasta iniciada la primera década del siglo XXI en quince áreas metropolitanas de América Latina y constató su rápido descenso en todas. Sin embargo, en su estudio no encontró evidencia sobre una tendencia generalizada hacia un aumento de la edad al primer hijo.

En un trabajo posterior, Rosero-Bixby, Castro-Martín y Martín-García (2009) mostraron que América Latina presentaba algunos signos de estar encaminándose lentamente hacia un régimen de fecundidad tardía. Esteve *et al.* (2012), basados en información de varias rondas censales de los países de la región, destacan que en la actualidad hay un conjunto de países —entre los que se encuentra Uruguay— en los que se verifica el ingreso a la fase de postergación de la maternidad, esperable en el marco del avance de la segunda transición demográfica (STD). Asimismo, mencionan que el aplazamiento de la reproducción comenzó entre las mujeres de educación universitaria, pero que el cambio más significativo en los últimos años es la extensión de este comportamiento hacia sectores con menor nivel educativo (educación secundaria completa).

La presencia de tasas altas de fecundidad adolescente continúa siendo una de las características del patrón de fecundidad en América Latina. De hecho, durante la década del noventa casi todos los países de la región registraron un aumento de la fecundidad adolescente, mientras que la TGF caía de manera pronunciada (CEPAL, 2012). A pesar de que entre 2000 y 2010 la fecundidad adolescente experimentó un descenso importante, se mantiene por encima de otras regiones del mundo con niveles similares de fecundidad total (Rodríguez y Cavenaghi, 2014).

Ello es un indicador de que el modelo latinoamericano contrasta con el patrón de reproducción surgido en los países desarrollados a partir de los años setenta, que se considera característico de la STD y la PT. A pesar de que hay indicios de un gradual aumento de la EMPH en algunos países de la región, un fenómeno esperable en un contexto de crecientes estímulos para la postergación de la fecundidad, la permanencia de un componente significativo de fecundidad adolescente provoca una creciente heterogeneidad entre distintos sectores sociales (CEPAL, 2012).

En Uruguay, los hallazgos obtenidos a partir de la producción académica reciente evidenciaron la existencia de diferencias en la edad de entrada a la maternidad en función del clima educativo del hogar de origen, el nivel educativo alcanzado por la mujer, la región de residencia y la ascendencia étnicorracial (Bucheli y Cabella, 2007; Cabella, 2009; Cardozo e Iervolino, 2009; Filardo, 2010; Nathan, 2015 y 2013; Varela, Fostik y Fernández, 2012; Varela, Pollero y Fostik, 2008; Videgain, 2006). Asimismo, identificaron una tendencia al aplazamiento de la maternidad por parte de mujeres de contextos socioeconómicos

más favorables y la persistencia de un componente importante de la población que inicia la fecundidad a edades adolescentes (Cabella, 2009; Cardozo e Iervolino, 2009; Nathan, 2015 y 2013; Varela, Fostik y Fernández, 2012; Videgain, 2006).

Datos y métodos

Fuentes de datos

En la presente investigación se utilizan los datos sobre nacimientos de primer orden producidos por Cabella, Pardo y Nathan para los años 1996-2011, a partir de la explotación de microdatos producidos por el Ministerio de Salud Pública (MSP): el Certificado de Nacido Vivo (CNV) —revisados y validados por el Instituto Nacional de Estadística (INE)— y los datos del Sistema Informático Perinatal (SIP).² Con el objetivo de elaborar una serie estadística más larga, se realizó una búsqueda y recopilación de datos sobre nacimientos por edad de la madre y orden de nacimiento para los años previos a 1996 (ver Anexo: Fuentes de datos). Como resultado, se logró extender la serie histórica hasta el año 1978.³

Vale destacar entonces que este trabajo tiene como una de sus principales fortalezas la recolección, el procesamiento, ajuste y análisis de los datos de nacimientos por edad de la madre y orden de nacimiento en Uruguay, un esfuerzo que resulta singular en el país y en la región, donde las estadísticas de fecundidad según paridez están aún muy poco desarrolladas. Con la excepción del trabajo de Nathan, Pardo y Cabella (2014), no hay antecedentes en Uruguay en materia de estimaciones de tasas anuales de fecundidad por edad para nacimientos de primer orden.

Principales medidas utilizadas

La EMPH se calcula a partir de las tasas específicas de fecundidad por edad de la madre y orden de nacimiento (restringidas a los nacimientos de primer orden). Se trata de una medida resumen de período, que expresa la edad promedio a la cual experimentarían el nacimiento de su primer hijo las integrantes de una cohorte hipotética de mujeres en un año específico.

Las *tasas de fecundidad por edad y orden de nacimiento* son el cociente entre el número de nacimientos ocurridos B de orden i de madres de edad x en el año t , y una medida de exposición de las mujeres E , es decir, los años-persona vividos por la población de mujeres de edad x en el año t . Dependiendo de la medida de exposición utilizada en el denominador, se distinguen las tasas condicionales de fecundidad (tasas de tipo I) de las tasas no condicionales de fecundidad (tasas de tipo II). Cuando el denominador es una medida de exposición de todas las mujeres en la categoría de edad, es decir, sin imponerles

2 Este trabajo se realizó en el marco del proyecto *El descenso de la fecundidad en Uruguay: ¿cuál es su verdadera dimensión?*, coordinado por Wanda Cabella e Ignacio Pardo, con financiamiento de la Comisión Sectorial de Investigación Científica (CSIC) de la Universidad de la República, a través del llamado a proyectos de Investigación y Desarrollo (I+D CSIC, 2013-2014).

3 Para ampliar la información sobre el tipo de estrategia implementada para la recopilación de los datos sobre nacimientos por edad de la madre y orden de nacimiento, los problemas detectados y los procedimientos aplicados para su corrección se aconseja ver Nathan, 2014, y Nathan, Pardo y Cabella, 2014.

controles por paridez, se habla de tasas de incidencia, tasas no condicionales o tasas de tipo II. Por lo tanto,

$$f_i(x, t) = \frac{B_i(x, t)}{E(x, t)}, \text{ entonces}$$

$$f_i(x, t) = \frac{B_i(x, t)}{E(x, t)}$$

Además de habilitar el cálculo de medidas sintéticas de período, las tasas específicas de fecundidad tienen un valor analítico *per se*, que consiste en brindar elementos adicionales para interpretar el sentido y la magnitud de los cambios en la fecundidad por edad.

La EMPH refiere a la edad media de la fecundidad de los nacimientos de orden 1, estandarizada por la estructura de edades de la población femenina en edades reproductivas. Por lo tanto,

$$EMPH(t) = \frac{\sum \bar{x} \cdot f_i(x, t)}{\sum f_i(x, t)}$$

el valor de \bar{x} es el punto medio de la edad vivida dentro del intervalo de edades $[x, x+5)$ antes de dar nacimiento a un hijo: $\bar{x} = x + a(x)$. Dado que se trabaja con tasas de fecundidad por grupo de edad quinquenal, se asume que todos los valores $a(x)$ son iguales a 2,5. Por ejemplo, para el intervalo 15-19, $\bar{x} = 17,5$.

Asimismo, se define como *ritmo del aplazamiento* al cambio anual (en años) en la edad media al primer nacimiento. Por lo tanto, el valor del ritmo del aplazamiento en $t+1$ será la diferencia entre $EMPH_{t+1}$ y $EMPH_t$.

Por último, la *desviación estándar de la edad media al nacimiento del primer hijo* (*deEMPH*) es una medida de dispersión que permite apreciar el grado de variación en el *timing* de la fecundidad (Jasilioniene *et al.*, 2012). Un valor bajo en este indicador señala una concentración de la fecundidad del primer nacimiento alrededor de la edad media, mientras que un valor alto sugiere que la fecundidad se distribuye en un rango más amplio de edades. Por lo tanto,

$$deEMPH(t) = \sqrt{\left(\bar{x}^2 \cdot \frac{f_i(x, t)}{\sum f_i(x, t)} \right) - \left[\bar{x} \cdot \frac{f_i(x, t)}{\sum f_i(x, t)} \right]^2}$$

el valor de \bar{x} es el punto medio de la edad vivida dentro del intervalo de edades $[x, x+5)$ antes de dar nacimiento a un hijo: $\bar{x} = x + a(x)$. Se asume que todos los valores $a(x)$ son iguales a 2,5.

Las *tasas condicionales o tasas de tipo I* —también denominadas tasas de ocurrencia-exposición, tasas de riesgo o intensidades de la fecundidad, $m(x, t)$ — incluyen en el denominador una medida de exposición de las mujeres dentro de una categoría específica. En el marco de esta investigación, en la que se analiza la ocurrencia anual de nacimientos de orden 1, el denominador está compuesto por las mujeres de paridez igual a cero. Por lo tanto,

$$m_i(x, t) = \frac{B_i(x, t)}{E_{i-1}(x, t)}, \text{ entonces}$$

$$m_i(x, t) = \frac{B_i(x, t)}{E_o(x, t)}$$

Desde una perspectiva teórica, las *tasas condicionales* son preferibles a las tasas no condicionales porque están en línea con el principio de correspondencia entre el numerador y denominador. Más específicamente, solo las mujeres que están sujetas al riesgo de tener un nacimiento de orden i (paridez $i-1$) son incluidas en el denominador cuando se computan las tasas de fecundidad por edad de la madre y orden de nacimiento (Jasilioniene *et al.*, 2009 y 2012; Ortega y Kohler, 2007). La principal desventaja de las tasas condicionales es que se precisa disponer de las cifras de población femenina por edad y paridez en los años de interés, información que las oficinas nacionales de estadística no suelen producir. Por otra parte, la construcción de indicadores sintéticos requiere de procedimientos algo más complejos como la utilización de tablas de vida (Bongaarts y Feeney, 2006; Jasilioniene *et al.*, 2009; Ortega y Kolher, 2007).

Las tablas de vida de período para la fecundidad de primer orden son tablas de decremento simple que modelan el proceso de nacimiento de los hijos de orden 1 por edad para cohortes hipotéticas de mujeres. En este trabajo se construyen y analizan dos funciones de la tabla de vida: $q_i(x)$ y $S_o(x)$. Las tasas condicionales de fecundidad por edad, $m_i(x)$ se transforman en probabilidades condicionales, $q_i(x)$, mediante la siguiente fórmula:

$$q_i(x) = \frac{m_i(x)}{1 + 0,5 \cdot m_i(x)}$$

donde 0,5 corresponde al número medio de años-persona vividos por las mujeres en el intervalo de edad $[x, x+1)$ antes de dar nacimiento a su primer hijo.

A partir de las probabilidades condicionales se obtiene una segunda función de la tabla de vida, denominada función de supervivencia, $S_o(x)$, que en este caso corresponde a la proporción de mujeres que llega hasta la edad x en el año t sin haber tenido hijos. De modo que:

$$\begin{aligned} S_o(x, t) &= 1 && \text{para } x=15 \\ S_o(x, t) &= S_o(x-1, t) - S_o(x-1, t) \cdot q_0(x-1, t) && \text{para } x=[16, 17, \dots, 49] \end{aligned}$$

A pesar de que el objetivo principal de este trabajo es estudiar los cambios en la edad al primer hijo, los indicadores de intensidad de la fecundidad derivados de la tabla de vida resultan útiles para:

1. inferir los cambios en el calendario reproductivo, mediante la observación de la variación en las intensidades por edad a través del tiempo o de la evolución de la proporción de mujeres nulíparas a determinada edad;
2. investigar en qué medida la recuperación de los nacimientos aplazados se efectiviza entre las mujeres luego de alcanzar edades avanzadas (Sobotka, 2004).

Seguendo el protocolo de métodos de la *Human Fertility Database* (Jasilioniene *et al.* 2012), los datos de exposición de población femenina por edad y paridez, necesarias para poder calcular las tasas condicionales de fecundidad por edad y orden de nacimiento $m_i(x)$, pueden ser obtenidas mediante la combinación de $E(x, t)$ y la distribución relativa de mujeres por edad y paridez $w_i(x, t)$ a mitad de año:

$$E_{i-1}(x, t) = w_{i-1}(x, t) \cdot E(x, t)$$

Dado que en este trabajo se requiere en el denominador a la exposición de mujeres sin hijos para poder estimar las tasas condicionales de fecundidad de primer orden, entonces:

$$E_0(x, t) = w_0(x, t) \cdot E(x, t)$$

Existen diferentes estrategias para obtener los ponderadores de mujeres por edad y paridez, dependiendo de los datos disponibles y su calidad (Jasilioniene *et al.*, 2012). En este trabajo se hace uso de los censos nacionales de población de los años 1985, 1996 y 2011. La distribución de población femenina por edad y paridez se tabula para cada uno de esos años a partir de las preguntas sobre la edad de la mujer y el número de hijos nacidos vivos tenidos hasta el momento del censo.

Resultados

La evolución de la edad media al nacimiento del primer hijo en Uruguay (1978-2011)

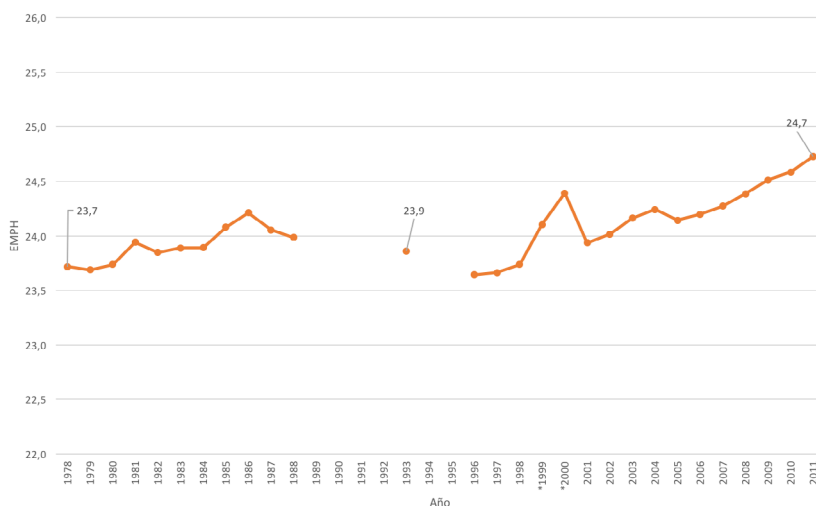
Los resultados indican que la EMPH en Uruguay aumentó apenas un año, de 23,7 a 24,7 años, entre 1978 y 2011 (gráfico 2). Un análisis más detallado permite diferenciar tres etapas en la evolución del indicador. La primera se extiende entre 1978 y 1986, y se caracteriza por un leve aumento de la EMPH (de 23,7 a 24,0 años). La segunda, que va de fines de los ochenta hasta mediados de los noventa, presenta como principal inconveniente el hecho de que no se cuenta con información completa. No obstante, los valores de la EMPH en 1993 (23,9 años) y en 1996 (23,6 años) evidencian su descenso, que además es consistente con el aumento de las tasas de fecundidad adolescente observado en dicho período (Varela, 2007; Varela, Pollero y Fostik, 2008). Como resultado, la EMPH se ubica en 1996 por debajo de la observada casi dos décadas antes (1978). En la tercera etapa, que se extiende de 1996 a 2011, la EMPH mostró una tendencia ascendente, al pasar de 23,6 a 24,7 años, y un aumento sostenido destacable a partir de 2005. La EMPH registra un salto significativo en los años 1999 y 2000, que seguramente obedece a problemas en los datos originales del CNV.⁴

En el gráfico 3 se presenta el ritmo de aumento de la EMPH calculada como la diferencia entre las EMPH de $t+1$ y t . Recuérdese que los valores de este indicador son los que determinan si el país inició la PT. Según Kohler, Billari y Ortega (2002), el año inicial de la PT se define como el primero de tres años consecutivos con un cambio anual mayor o igual a 0,3. El cambio anual de la EMPH en Uruguay refleja las subas y bajas entre 1978 y 2011, que oscilan en valores cercanos a cero. En los últimos años de la serie, cuando la EMPH mostró una tendencia ascendente sostenida, el ritmo de aumento presenta valores positivos

4 A modo de ejemplo, durante la revisión de los microdatos de nacimientos de Uruguay, el INE identificó un problema de concentración de los nacimientos registrados en las edades de las madres de 31 y 36 años en 1999 y 2000. Para corregir este problema se creó una variable ajustada que, mediante métodos de imputación, corrige el problema mencionado (ver documentación correspondiente a «Estadísticas Vitales-Natalidad 1996-2007», en *Catálogo de metadatos y microdatos* del Instituto Nacional de Estadística, INE). En la medida de lo posible, de aquí en adelante se prescindirá de la mención específica a las anomalías que se observan en los indicadores de nacimientos de primer orden en 1999 y 2000, aunque se prefiere conservar y presentar la información, ya que resulta igualmente útil para visualizar el sentido en que evolucionan los valores de las medidas utilizadas. Por ese motivo, los años 1999 y 2000 irán acompañados de una llamada (*) en los gráficos correspondientes, a modo de recordatorio de los problemas mencionados.

pero por debajo del umbral definido por Kohler, Billari y Ortega (2002). Uruguay exhibe esos valores únicamente en los años 1999 y 2000, en los que, como ya se comentó, la fidelidad de los datos es cuestionable (probablemente esta sea también la explicación de valores negativos tan altos en 2001).

Gráfico 2
Evolución de la edad media al nacimiento del primer hijo en Uruguay. Años 1978 a 2011



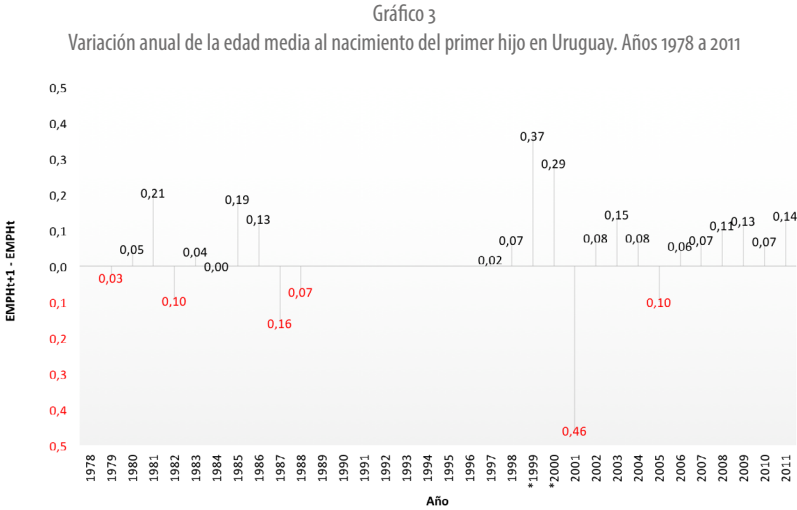
Fuente: Elaboración propia con datos de estadísticas vitales y poblaciones femeninas de Uruguay

Al comparar la evolución anual de la EMPH de Uruguay con países europeos y Estados Unidos, queda en evidencia el leve avance que ha experimentado nuestro país en más de tres décadas.⁵ Si se restringe el análisis al conjunto de países que tenían una EMPH similar o incluso menor a la de Uruguay en 1978, se pueden identificar varios casos con un aumento importante de la edad media (gráfico 4). Dentro de la región de Europa del sur, Portugal y Eslovenia partieron en 1978 con una EMPH de 24 y 23 años, respectivamente, y alcanzaron valores cercanos a los 28 al final del período (2011). El otro grupo de países cuya EMPH se incrementó notablemente corresponde a la región de Europa oriental. Todos los países seleccionados dentro de esta región tenían una EMPH menor a la de Uruguay a fines de los años setenta, mayoritariamente con valores por debajo de los 23 años. Dentro de estos, se destacan la República Checa, Hungría y Eslovaquia, que alcanzaron una EMPH superior a los 27 años en 2011.

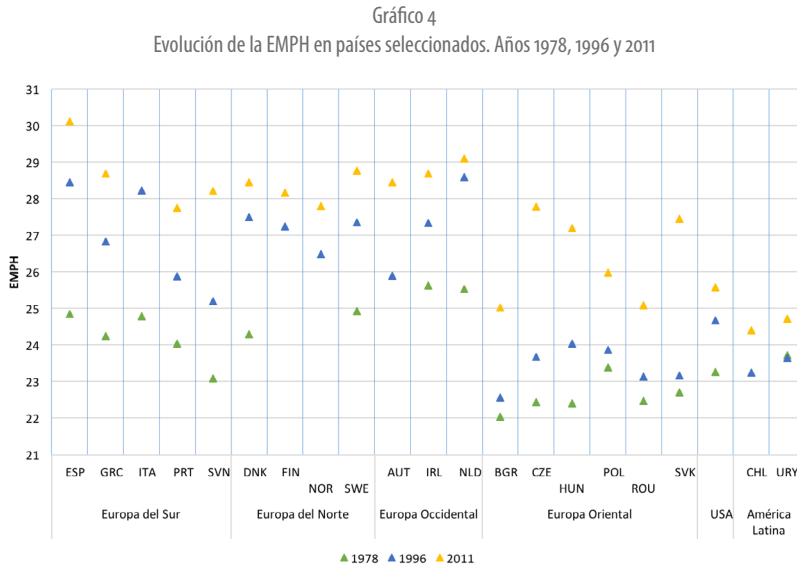
Otro caso interesante es el de Estados Unidos, ya que, a pesar de no presentar un incremento fuerte de la EMPH en el período, y de ser uno de los países desarrollados con las mayores tasas de fecundidad adolescente (Ventura, Hamilton y Mathews, 2014), también parte de un valor menor al de Uruguay (23 años) y finaliza con uno superior: 25,6 años en 2006 (último dato disponible). Por último, Chile, único país de América Latina con información disponible por orden de nacimiento en la *Human Fertility Collection*, presenta una evolución similar a la de Uruguay con variaciones muy leves en la EMPH entre 1996

5 Datos tomados de la *Human Fertility Collection* del Max Planck Institute for Demographic Research (Alemania) y del Vienna Institute of Demography (Austria), en <www.fertilitydata.org> (datos descargados en agosto de 2014).

y 2011, lo que puede ser un indicio de la existencia de un patrón de evolución de la EMPH característico de los países del cono sur de América Latina.



Fuente: Elaboración propia con datos de estadísticas vitales y poblaciones femeninas de Uruguay



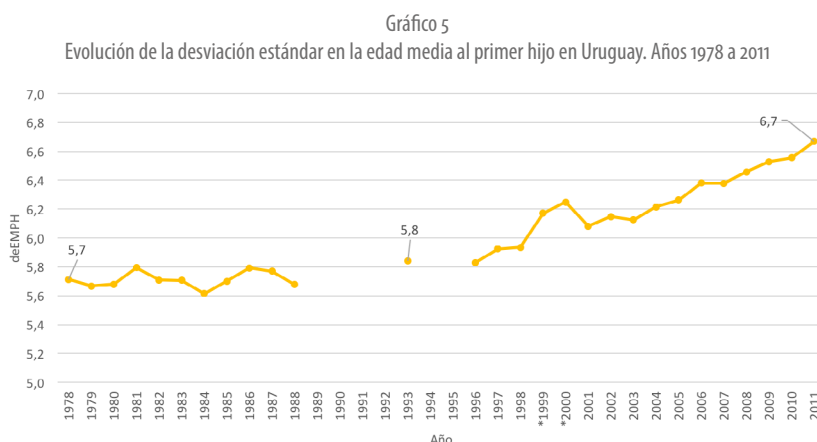
Fuente: Elaboración propia con datos de la *Human Fertility Collection*, estadísticas vitales y poblaciones femeninas de Uruguay.

Nota: Los valores de Portugal y Polonia para 1978 corresponden a los años 1980 y 1979, respectivamente. Para los países que no tienen datos actualizados hasta 2011 se utilizó la información correspondiente al último año disponible: Dinamarca (2005), Estados Unidos (2006), Polonia, Rumania y Suecia (2007), Bulgaria, Eslovenia, Finlandia, Grecia, Holanda, Hungría, Irlanda, Noruega y Portugal (2008). Los códigos de países corresponden al listado ISO 3166-1 alpha-3.

Otra pregunta relevante sobre la evolución de la EMPH en Uruguay es en qué medida la distribución de los valores de la edad al primer hijo entre las mujeres se va concentrando

alrededor del valor promedio; es decir, si se observa un proceso de rectangularización (Kohler, Billari y Ortega, 2002) o si, por el contrario, se verifica la hipótesis planteada por Sobotka (2004 y 2010) respecto a la creciente heterogeneidad en el calendario de inicio de la fecundidad en las sociedades europeas. La evolución de la edad al primer hijo en Uruguay resulta coherente con este último postulado. Luego de una relativa estabilidad entre 1978-1988, la desviación estándar de la EMPH registró un incremento sostenido a partir de 1996 (gráfico 5). En otras palabras, junto con el aumento de la EMPH en Uruguay, se ha observado en los últimos años un aumento de su dispersión.

En suma, a pesar del aumento observado durante los últimos años, la variación anual absoluta de la edad media al primer hijo ha sido lenta y por debajo del umbral definido en la PT. A pesar de que a fines de los setenta la EMPH de Uruguay se ubicaba por encima de los países de Europa oriental y de Estados Unidos, al llegar a 2011 queda completamente rezagado y únicamente por encima de Chile. Los resultados obtenidos a partir de la desviación estándar indican que el período de aumento de la EMPH estuvo acompañado por una mayor dispersión en las edades de ocurrencia, en el sentido contrario a la hipótesis de rectangularización postulada por Kohler, Billari y Ortega (2002).



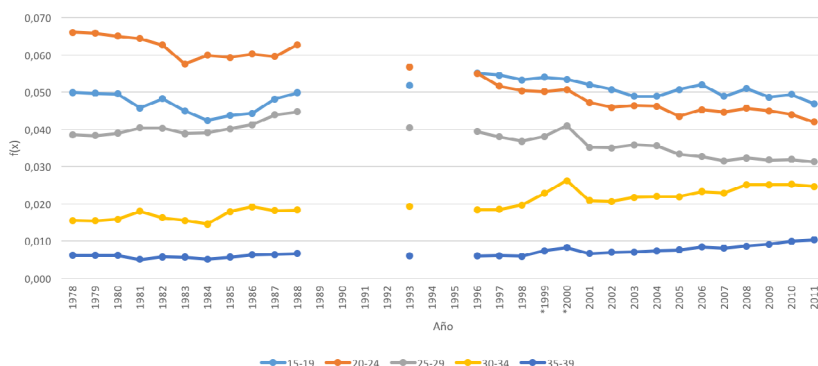
Fuente: Elaboración propia con datos de estadísticas vitales y poblaciones femeninas de Uruguay

La evolución de las tasas específicas de fecundidad por grupo de edad para el primer nacimiento

El análisis de fecundidad de los primeros nacimientos en Uruguay mediante el uso de tasas no condicionales por grupo de edad brinda nuevas pistas para la interpretación de los cambios en la EMPH (gráfico 6). La escasa magnitud del aumento observado en la EMPH entre 1978 y 1986 es consecuencia del leve descenso en las tasas de fecundidad de los grupos de 15 a 19 y de 20 a 24 años, sumado a un moderado aumento del nivel de fecundidad de las mujeres de entre 25 y 29 años. La reducción de la EMPH entre 1986 y 1996 tiene como principal explicación el aumento de la fecundidad adolescente, que compensó la caída de las tasas del grupo de 20 a 24 años. Los aumentos posteriores en la EMPH son el resultado del descenso continuo de las tasas en los grupos de 15 a 19, 20 a 24 y 25 a 29 años, y de un leve aumento de las tasas específicas en las edades entre 30 y 34 y 35 a 39. El aumento ya comentado de la EMPH entre 1996 y 2011 responde, entonces,

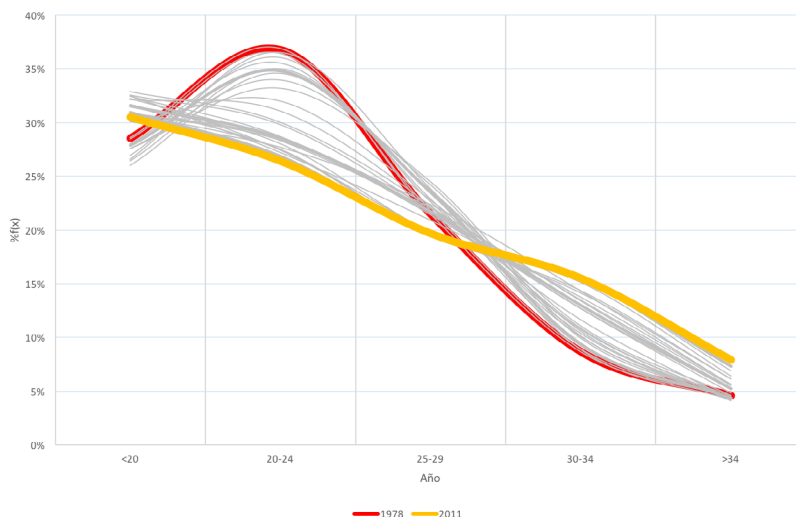
al incremento gradual de la fecundidad de nacimientos de orden 1 en edades avanzadas en un contexto de tasas altas de fecundidad adolescente. En los años previos a 1996, por el contrario, la fecundidad de primer orden se concentraba en los 20 a 24 años y en los grupos de edades adyacentes.

Gráfico 6
Evolución de las tasas no condicionales (tipo II) de fecundidad de primer orden por grupo de edad en Uruguay.
Años 1978 a 2011. Edades comprendidas entre los 15 y 39 años



Fuente: Elaboración propia con datos de estadísticas vitales y poblaciones femeninas de Uruguay

Gráfico 7. Distribución relativa de las tasas no condicionales (tipo II) de fecundidad de primer orden por grupo de edad en Uruguay. Años 1978 a 2011. En porcentaje



Nota: Las líneas grises del gráfico corresponden a los años 1979-2010.

Fuente: Elaboración propia con datos de estadísticas vitales y poblaciones femeninas de Uruguay

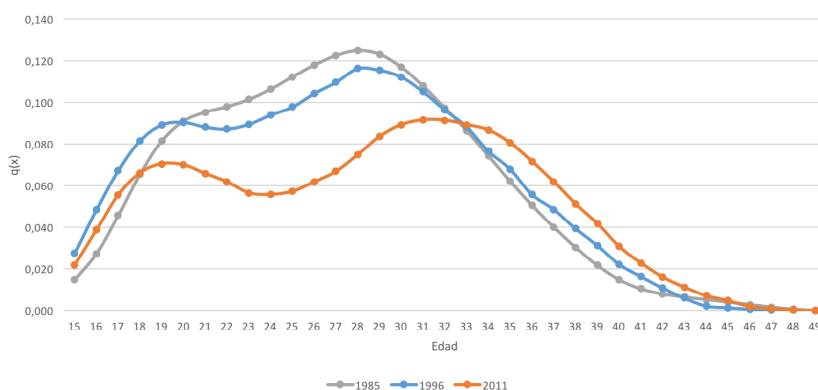
Lo anterior también puede verificarse al revisar la distribución relativa por grupo de edad de las tasas no condicionales de fecundidad para los primeros nacimientos. El patrón de fecundidad por edades fue modificándose entre 1978 y 2011 de modo tal que el mayor peso porcentual dejó de pertenecer al grupo de entre 20 y 24 años para pasar al grupo de

edades menor a 20 años (gráfico 7). A partir de mediados de los noventa, el aporte de la fecundidad de las adolescentes llegó a representar un tercio de la fecundidad total de primer orden, mientras que el peso relativo del grupo de 20 a 24 años cayó de valores cercanos a 35% en el período 1978-1988 hasta 25% en 2011. De todos modos, vale mencionar que desde 1996 la fecundidad adolescente fue perdiendo peso de manera gradual. El aporte del grupo de entre 25 y 29 años también fue cayendo con el paso de los años y en 2011 alcanzó a menos del 20% del total. En el otro extremo, se registró un incremento de la participación porcentual de las edades más avanzadas. Entre los 30 y 34 años, el porcentaje aumentó de 9% a casi 16% entre 1978 y 2011; en el grupo siguiente, el aumento fue de 5% a 8%.

La emergencia y consolidación de un patrón bimodal

Las probabilidades condicionales del nacimiento del primer hijo por edad muestran un cambio en el patrón de entrada a la fecundidad de primer orden entre 1985 y 2011 (gráfico 8). La curva correspondiente a 1985 tiene una forma unimodal, con un pico a los 28 años. En 1996 se mantiene el mismo valor modal que en 1985 pero, a diferencia de ese año, se observa un aumento de las intensidades del primer nacimiento en las edades adolescentes y una caída entre los 20-22 años. Al llegar a 2011 la curva adopta marcadamente una forma bimodal no simétrica. Este cambio en el patrón refleja una tendencia hacia una concentración de la probabilidad de experimentar el primer nacimiento a edades tempranas (valor modal a los 20 años), una caída de las intensidades en un valle que se extiende entre los 21 y 25 años, y un repunte posterior hasta alcanzar un nuevo valor modal a los 31 a 32 años, para luego comenzar a descender suavemente en el tramo final. Es decir, coexiste un grupo importante de mujeres en Uruguay cuyo primer nacimiento ocurre en edades adolescentes —patrón que se mantiene desde mediados de los noventa— con otro grupo creciente de mujeres que, luego de pasar la adolescencia sin tener hijos, aplaza el inicio de su fecundidad hasta edades más avanzadas.

Gráfico 8
Probabilidades condicionales de nacimientos de primer orden por edad simple en Uruguay. Años 1985, 1996 y 2011



Fuente: Elaboración propia con datos de estadísticas vitales, censos de población y poblaciones femeninas de Uruguay.
Nota: Las probabilidades condicionales de 1996 y 2011 fueron suavizadas con una media móvil de tres edades.

En la tabla 1 se presentan las probabilidades condicionales del primer nacimiento por tramos de edad. El retraso de la edad al primer hijo conlleva generalmente una disminución de las probabilidades a edades jóvenes. Sin embargo, como se puede apreciar, las

probabilidades condicionales al primer nacimiento en las edades menores a los 20 años se mantienen más o menos estables, por encima de 0,20, luego de alcanzar el máximo en 1996. Este resultado es consistente con la evolución observada en la sección anterior a partir de las tasas no condicionales, al igual que el descenso observado entre los 20 y los 29 años. La caída de las intensidades en dichas edades se ha manifestado con mayor fuerza entre 1996 y 2011, y es el principal indicador de la postergación de la fecundidad observada entre las mujeres uruguayas.

Tabla 1

Probabilidades condicionales de nacimientos de primer orden por grupo de edad quinquenal en Uruguay. Años 1985, 1996 y 2011

Edad	1985	1996	2011
15-20	0,21	0,28	0,23
20-25	0,40	0,37	0,27
25-30	0,48	0,44	0,30
30-35	0,40	0,40	0,38
35-40	0,19	0,22	0,28
20-30	0,69	0,65	0,49
30-40	0,51	0,53	0,55

Fuente: Elaboración propia con datos de estadísticas vitales y poblaciones femeninas de Uruguay

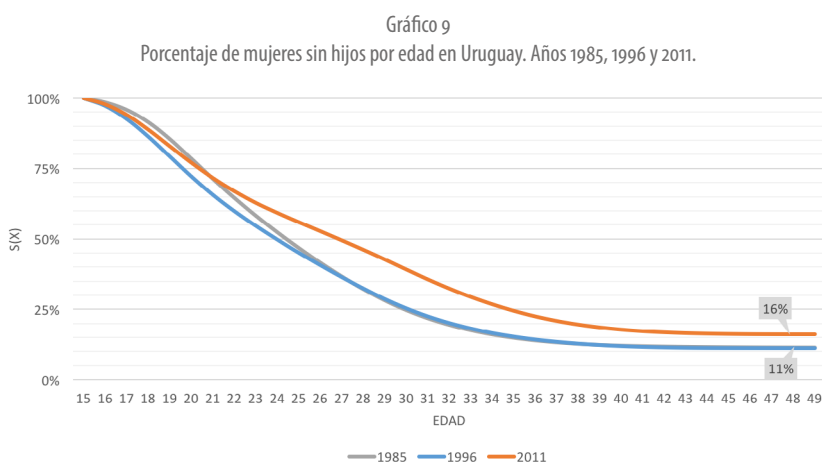
Es esperable que al aplazar los nacimientos de primer orden, las probabilidades condicionales a edades avanzadas (30 a 39 años) registren un aumento. Cuando se analizaron las tasas no condicionales de fecundidad de primer orden por grupo de edad se encontró que las del grupo de 30 a 34 habían aumentado sostenidamente desde 1996, al igual que las del grupo de 35 a 39 años. Al revisar las probabilidades el panorama es diferente. A través de estas medidas se observa una leve disminución de la intensidad entre las edades exactas de 30 y 35 años, pasando de 0,40 (1985) a 0,38 (2011). En el siguiente tramo etario sí se observa un incremento, de 0,19 a 0,28 en 1985 y 2011, respectivamente. Por lo tanto, la caída experimentada en las probabilidades condicionales de tener el primer hijo en entre los 20 y los 30 años no ha tenido como correlato un aumento de similar magnitud a los 30 a 40 años.

Dos preguntas surgen en este sentido: 1) ¿por qué las tasas no condicionales muestran de manera más pronunciada el efecto de la recuperación de los nacimientos aplazados en comparación con las probabilidades condicionales?; 2) ¿hay indicios de un posible aumento de la proporción de mujeres nulíparas al finalizar la vida reproductiva?

La respuesta a la primera pregunta reside en el cambio de la composición por paridez en la población femenina. Siguiendo a Smallwood (2002), al analizar el caso de Reino Unido, y a Sobotka (2004) para la República Checa, la reducción de la fecundidad de primer orden entre los 20 y los 29 años deriva en un aumento de la proporción de mujeres sin hijos. Como resultado, hay un mayor número de mujeres susceptibles de experimentar el nacimiento del primer hijo luego de los 30 años y, por ende, un aumento de la frecuencia de nacimientos registrados en esas edades (captado a través de las tasas no condicionales). Las probabilidades condicionales captan no solo el aumento del número de nacimientos ocurridos a edades avanzadas, sino también el incremento de mujeres sin hijos a esas

edades por efecto del aplazamiento de la maternidad. Es decir, hay más nacimientos pero para un conjunto mayor de mujeres expuestas. Por lo tanto, las tasas condicionales por edad se encuentran afectadas por los cambios en la proporción de mujeres sin hijos, lo que hace de las probabilidades condicionales un indicador más adecuado para el estudio de la fecundidad a edades avanzadas en contextos de retraso en la edad al primer hijo.

La segunda pregunta resulta algo más compleja de responder. Las probabilidades condicionales de período muestran que la reducción sustancial de las intensidades del primer nacimiento en los 20 a 29 años entre 1985 y 2001 ha sido compensada levemente por un aumento de menor magnitud en la probabilidad de tener el primer hijo a partir de los 30 años. La recuperación de los nacimientos aplazados parece producirse recién a partir de los 35 años. De mantenerse constantes las intensidades por edad de la cohorte hipotética de 2011, estaríamos frente a un escenario de aumento del número de mujeres sin hijos al culminar la etapa reproductiva, un elemento novedoso en el régimen de fecundidad vigente en Uruguay. Como se aprecia en el gráfico 9, la proporción acumulada de mujeres sin hijos a los 49 años en 2011 llegaría al 16%, frente al 11% observado en 1985 y en 1996. No obstante, como estamos trabajando con indicadores de período, en la medida en que la tendencia a retrasar la edad al primer hijo continúe es esperable que las probabilidades de tener el primer hijo entre los 30 y los 39 años se incrementen en el futuro.



Fuente: Elaboración propia con datos de estadísticas vitales y poblaciones femeninas de Uruguay

En suma, la estimación de tasas condicionales de fecundidad para nacimientos de orden 1 y la construcción de indicadores de la tabla de vida (qx y Sx) permitieron reexaminar los cambios en la intensidad de la fecundidad por edad de las mujeres sin hijos, lo que resulta complementario al análisis de los cambios en la EMPH y la evolución de las tasas no condicionales por edad. Por un lado, las probabilidades condicionales por edad muestran la emergencia de un patrón bimodal que expresa el incremento de la heterogeneidad en la edad al primer hijo en un contexto de creciente postergación de la maternidad y permanencia del inicio de la maternidad a edades tempranas. Por otro lado, se pudo constatar que la intensidad de la fecundidad de primer orden no tuvo el incremento esperado *a priori* en las edades más avanzadas de la etapa reproductiva, provocando un aumento de la nuliparidad femenina en 2011. Esto deja planteada la interrogante de si el aplazamiento de los primeros nacimientos se recuperará de manera completa o si el

número de mujeres que llegarán sin hijos al final de la etapa reproductiva comenzará a incrementarse en el futuro.

Conclusiones

El objetivo de este artículo fue analizar los cambios en la edad al primer hijo en Uruguay desde una perspectiva de período. Los resultados obtenidos indican que la edad media al nacimiento del primer hijo aumentó levemente entre 1978 y 2011 (de 23,7 a 24,7 años), y mostró un incremento sostenido durante los últimos años. A pesar de ello, el ritmo del aplazamiento en Uruguay ha estado por debajo del umbral postulado por Kohler, Billari y Ortega (2002) para dar cuenta de las transformaciones ocurridas en los países europeos. En este marco surgen las siguientes preguntas: ¿la postergación de la maternidad en Uruguay cobrará la intensidad observada en dichos países? ¿Es posible que la edad media al nacimiento del primer hijo continúe aumentando lentamente durante los próximos años sin mostrar cambios significativos en su ritmo?

Las respuestas a estas preguntas están íntimamente relacionadas con los hallazgos de este trabajo en materia de la heterogeneidad del comportamiento reproductivo al interior de la población uruguaya. El aumento de la edad media al primer hijo de los últimos años estuvo acompañado por una mayor dispersión de las edades a las que las mujeres uruguayas tienen su primer hijo. Esta creciente heterogeneidad es consecuencia del pasaje de un período de fecundidad de primer orden concentrado entre los 20 y los 24 años a otro de aumento de la fecundidad de primer orden a edades avanzadas que convive con niveles todavía altos de fecundidad adolescente. La fecundidad de primer orden entre los 15 y los 19 años tuvo un crecimiento importante entre mediados de los ochenta y los noventa, desplazando incluso el grupo de 20 a 24 años como el tramo etario de mayor fecundidad.

La creciente heterogeneidad en la edad al primer hijo también se pudo apreciar a partir de las transformaciones de la fecundidad de primer orden mediante probabilidades condicionales. Gracias a ello, se observó la emergencia de un patrón por edades bimodal con una alta intensidad observada a edades tempranas y tardías, y una baja intensidad de la fecundidad de primer orden entre los 20 y los 24 años. Asimismo, se constató que las probabilidades condicionales de tener el primer hijo en el grupo de entre 30 y 39 años aumentaron levemente entre 1985 y 2011 (entre los 30 y 34 incluso bajaron), siendo las edades donde se espera que las mujeres «recuperen» los nacimientos aplazados. Estos hallazgos son una señal de un posible incremento de la proporción de mujeres nulíparas al final de la etapa reproductiva en el futuro.

En función del patrón constatado en otros países, la edad media al primer nacimiento tiene amplio margen para continuar su evolución ascendente en Uruguay durante las próximas décadas. El aumento sostenido registrado en los últimos años permite augurar que ello seguramente ocurrirá. El ritmo del aumento, por otra parte, estará condicionado tanto por un progresivo corrimiento de las edades al primer hijo entre las parejas que deciden postergar su fecundidad, limitado por factores biológicos, y por el grado de generalización de este comportamiento en nuestra población, limitado por factores sociales.

Dada la firme reducción en la intensidad de la fecundidad en las llamadas edades centrales de la reproducción, el ritmo de cambio de la edad al primer hijo dependerá fundamentalmente de la evolución de los niveles de fecundidad adolescente. A pesar del

descenso registrado entre 1996 y 2011, la fecundidad adolescente de primer orden se ubicó a finales de los años 2000 en valores similares a los observados a finales de los setenta, cercanos al 50%. Asimismo, la pendiente de descenso de los últimos diez años no mostró cambios significativos que permitan visualizar escenarios alternativos a futuro.

Agradecimientos

El presente artículo fue elaborado con el apoyo financiero de la Comisión Sectorial de Investigación Científica (CSIC) de la Universidad de la República del Uruguay (Udelar) en el marco del proyecto de investigación «Cambios recientes en la edad al primer hijo en Uruguay: ¿postergación? ¿polarización?» del *Programa de Iniciación a la Investigación*, Modalidad 1, 2013. Agradezco especialmente a autoridades y técnicos del Instituto Nacional de Estadística y Ministerio de Salud Pública por facilitarme el acceso a los datos. Agradezco también a Wanda Cabella e Ignacio Pardo por permitirme vincular mi investigación con su proyecto I+D CSIC, «La caída de la fecundidad en Uruguay (1996-2011). ¿Cuál es su verdadera dimensión? », y por su trabajo de revisión del primer borrador de este artículo.

Referencias bibliográficas

- BALBO, N.; BILLARI, F. y MILLS, M. (2013), «Fertility in Advanced Societies: A review of Research», en *European Journal of Population*, 29: 1-38.
- BEETS, G. (2010), «The Demography of the Age at First Birth: The Close Relationship between Having Children and Postponement», en BEETS, G.; SCHIPPERS, J. y LE VELDE, E. (eds), *The Future of Motherhood in Western Societies*, Nueva York: Springer.
- BILLARI, F.; LIEFBROER, A. y PHILIPPOV, D. (2006), «The Postponement of Childbearing in Europe: Driving Forces and Implications», en *Vienna Yearbook of Population Research*, pp. 1-17.
- BLOOM, D. y TRUSSELL, J. (1984), «What are the determinants of delayed childbearing and permanent childlessness in the United States?», en *Demography*, 21 (4): 591-611.
- BONGAARTS, J. y FEENEY, G. (2006), «The Quantum and Tempo of Life-Cycle Events», en *Vienna Yearbook of Population Research*, pp. 115-151.
- BONGAARTS, J. y SOBOTKA, T. (2012), «A Demographic Explanation for the Recent Rise in European Fertility», en *Population & Development Review*, 38 (1): 83-120.
- BUCHELI, M. y CABELLA, W. (2007), *El perfil demográfico y socioeconómico de la población uruguaya según su ascendencia racial*, Montevideo: Instituto Nacional de Estadística.
- CABELLA, W. (2009), «Dos décadas de transformaciones de la nupcialidad uruguaya: la convergencia hacia la segunda transición demográfica», en *Estudios Demográficos y Urbanos*, 24 (2): 389-427.
- CARDOZO, S. e IERVOLINO, A. (2009), «Adiós juventud: tendencias en las transiciones a la vida adulta en Uruguay», en *Revista de Ciencias Sociales*, año XXII (25): 60-81.
- COMISIÓN ECONÓMICA PARA AMÉRICA LATINA (CEPAL) (2012), *Panorama Social de América Latina 2011*, Santiago de Chile: CEPAL.
- ESTEVE, A.; GARCÍA-ROMAN, J.; LESTHAEGHE, R. y LÓPEZ-GAY, A. (2012), *The «Second Demographic Transition» Features in Latin America: the 2010 Update*, Barcelona: Centre d'Estudis Demogràfics, Universitat Autònoma de Barcelona, Working paper.
- FILARDO, V. (2010), «Transición a la adultez y educación», en *Cuadernos del UNFPA*, 4 (5). Montevideo: UNFPA.
- FOSTIK, A. (2014), *La naissance du premier enfant et la transition à la vie adulte en Uruguay*, Ph.D. Thèse, Doctorat en Démographie, Montreal: Université du Québec.
- FREJKA, T. y SARDON, J. P. (2006), «First birth trends in developed countries: Persisting parenthood postponement», en *Demographic Research*, 15 (6): 147-180.
- GOLDSTEIN, J.; SOBOTKA, T. y JASILIONIENE, A. (2009), «The End of 'Lowest-Low' Fertility?», en *Population and Development Review*, 35 (4): 663-699.
- JASILIONIENE, A.; SOBOTKA, T.; ANDREEV, E. M.; JDANOV, D. A.; ZEMAN, K.; SHKOLNIKOV, V. M. y GOLDSTEIN, J. R. (2009), *Fertility tables in the Human Fertility Database: constructions and illustrations*. PAA 2009, primera impresión: 23/12.
- JASILIONIENE, A.; JDANOV, D. A.; SOBOTKA, T.; ANDREEV, E. M.; ZEMAN, K. y SHKOLNIKOV, V. M. (2012), *Methods Protocol for the Human Fertility Database*, versión del 10/8/2012.
- KIM, K. (2014), «Intergenerational Transmission of Age at First Birth in the United States: Evidence from Multiple Surveys», en *Population Research and Policy Review*, 33 (5): 649-671.
- KIMEYER, S. E. y HAMILTON, B. E. (2011), «Transitions between childlessness and first birth: Three generations of U.S. women», en *Vital Health Stat* 2 (53). Washington D. C.: National Center for Health Statistics.
- KOHLER, H. P.; BILLARI, F. C. y ORTEGA, J. A. (2002), «The emergence of lowest-low fertility in Europe during the 1990s», en *Population Development Review*, 28 (4): 641-680.

- KOHLER, H. P.; BILLARI, F. C. y ORTEGA, J. A. (2006), «Low Fertility in Europe: Causes, Implications and Policy Options», en HARRIS, F. R. (ed.) *The Baby Bust: Who will do the Work? Who Will Pay the Taxes?* Lanham, MD: Rowman & Littlefield Publishers.
- MATHEWS, T. J. y HAMILTON, B. E. (2009), *Delayed childbearing: More women are having their first child later in life*. NCHS data brief, n.º 21. Hyattsville, MD: National Center for Health Statistics.
- MCLANAHAN, S. (2004), «Diverging destinies: how children are faring under the Second Demographic Transition», en *Demography*, 41 (4): 607-627.
- MILLS, M.; RINDFUSS, R.; McDONALD, P. y TE VELDE, E. (2011), «Why do people postpone parenthood? Reasons and social policy incentives», en *Human Reproduction Update*, 17 (6): 848-860.
- NATHAN, M. (2013), «Inicio de la fecundidad en mujeres de Montevideo y área metropolitana: ¿postergación?, ¿polarización?», en *RELAP*, 7 (12): 33-58.
- (2014), *¿Hacia un régimen de fecundidad tardía? Un análisis de período y cohorte sobre la edad al primer hijo en Uruguay*, Serie Tesis de Maestría en Demografía y Estudios de Población, Documento n.º 3, Montevideo: Programa de Población, FCS, Universidad de la República.
- (2015), «La creciente heterogeneidad en la edad al primer hijo en Uruguay: un análisis de las cohortes 1951-1990», en *Notas de Población*, 100: 35-60.
- ; PARDO, I. y CABELLA, W. (2014), «El descenso de la fecundidad en Uruguay según el orden de nacimiento (1996-2011)», trabajo presentado en el *VI Congreso Latinoamericano de Población*, Lima, 12-15 de agosto.
- ORTEGA, J. A. y KOHLER, H. P. (2007), «Medición de la baja fecundidad: repensando los métodos demográficos», en *Estudios Demográficos y Urbanos*, 22 (3): 523-581.
- RAVANERA, Z. y RAJULTON, F. (2006), «Social Status Polarization in the Timing and Trajectories to Motherhood», en *Canadian Studies in Population*, 33 (2): 179-207.
- RENDALL, M.; ARACIL, E.; BAGAVOS, C.; COUET, C.; DEROSE, A.; DIGIULIO, P.; LAPPEGARD, T.; ROBERT-BOBÉE, IS.; RØNSEN, M.; SMALLWOOD, S. y VERROPOULOU, G. (2010). «Increasingly heterogeneous ages at first birth by education in Southern-European and Anglo-American family-policy regimes: A seven-country comparison», en *Population Studies*, 64 (3): 209-227.
- RODRIGUEZ, J. y CAVENAGHI, S. (2014), «Adolescent and youth fertility and social inequality in Latin America and the Caribbean: what role has education played?», en *GENUS*, LXX (1): 1-25.
- ROSETO-BIXBY, L. (2004), «La fecundidad de reemplazo y más allá en áreas metropolitanas de América Latina», en *Notas de Población*, 78: 35-63.
- ; CASTRO-MARTÍN, T. y MARTÍN-GARCÍA, T. (2009), «Is Latin America starting to retreat from early and universal childbearing?», en *Demographic Research*, 20 (9): 169-194.
- SMALLWOOD, S. (2002), «New estimates of trends in births by fertility order in England and Wales», en *Population Trends*, 108: 32-48, Londres: Office of National Statistics.
- SOBOTKA, T. (2004), *Postponement of childbearing and low fertility in Europe*, Amsterdam: Dutch University Press.
- (2010), «Shifting parenthood to advanced reproductive ages: Trends, causes and consequences», en TREMMEL, J. C. (ed.) *A Young Generation Under Pressure?* Berlin: Heidelberg Springer-Verlag.
- SULLIVAN, R. (2005). «The age pattern of first-birth rates among U.S. women: the bimodal 1990s», en *Demography*, 42 (2): 259-273.

- VARELA, C. (2007), «Fecundidad. Propuestas para la formulación de políticas», en CALVO, J. J. y MIERES, P. (coords.) *Necesario pero urgente: Políticas de población en el Uruguay*, Montevideo: UNFPA-Fundación Rumbos.
- ; POLLERO, R. y FOSTIK, A. (2008), «La fecundidad: evolución y diferenciales en el comportamiento reproductivo», en VARELA, C. (coord.) *Demografía de una sociedad en transición: la población uruguaya a inicios del siglo XX*, Montevideo: Programa de Población, FCS, Universidad de la República-Ediciones Trilce.
- VARELA, C.; FOSTIK, A. y FERNÁNDEZ, M. (2012), «Maternidad en la juventud y desigualdad social», en *Cuadernos del UNFPA*, año 6, n.º 6, Montevideo: UNFPA.
- VENTURA, S. J.; HAMILTON, B. E. y MATHEWS, T. J. (2014), «National and state patterns of teen births in the United States, 1940-2013», en *National vital statistics reports*, 63 (4). Hyattsville, MD: National Center for Health Statistics.
- VIDEGAIN, A. K. (2006), *Análisis de los cambios en la transición a la adultez en mujeres de distintas cohortes en contexto de cambios sociales en el Uruguay contemporáneo*, tesis de Maestría en Demografía, Ciudad de México: El Colegio de México.

ANEXO

Fuentes de datos

Nacimientos por edad de la madre y orden de nacimiento

1978-1982 y 1993	Datos no publicados. Tablas recolectadas del archivo del Ministerio de Salud Pública.
	Dirección General de Estadística y Censos. <i>Estadísticas Vitales 1983-1984</i> . Montevideo: DGEC, 1986.
	Dirección General de Estadística y Censos. <i>Estadísticas Vitales 1985</i> . Montevideo: DGEC, 1988.
1984-1988	Dirección General de Estadística y Censos. <i>Estadísticas Vitales 1986</i> . Montevideo: DGEC, 1989.
	Dirección General de Estadística y Censos. <i>Estadísticas Vitales 1987</i> . Montevideo: DGEC, 1990.
	Dirección General de Estadística y Censos. <i>Estadísticas Vitales 1988</i> . Montevideo: DGEC, 1991.
	Ministerio de Salud Pública-Instituto Nacional de Estadística: <i>Estadísticas Vitales, Natalidad 1996-2007, Certificado de Nacido Vivo de Uruguay</i> .
1996-2011	<i>Estadísticas Vitales, Natalidad 2008-2010, Certificado de Nacido Vivo de Uruguay</i> .
	<i>Estadísticas Vitales, Natalidad 2011, Certificado de Nacido Vivo de Uruguay</i> .
	Acceso libre a microdatos en Catálogo de metadatos y microdatos del Instituto Nacional de Estadística.
2007-2011	Ministerio de Salud Pública. <i>Sistema Informático Perinatal, Microdatos de los años 2007 a 2011</i> . Acceso mediante solicitud, Departamento de Estadísticas Vitales del Ministerio de Salud Pública.

Poblaciones medias femeninas por edad

1978-1995	Instituto Nacional de Estadística-Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (INE-CELADE). <i>Uruguay: estimaciones y proyecciones de la población por sexo y edad. Total del país 1950-2050</i> . Montevideo: INE, 1998.
1996-2011	INE. <i>Estimaciones y proyecciones de la población de Uruguay, revisión 2013</i> . <www.ine.gub.uy>. Acceso libre.

Censos de población de Uruguay

1985	Dirección General de Estadística y Censos. <i>VI Censo General de Población, 1985</i> . Acceso mediante solicitud a microdatos disponibles en REDATAM, Banco de Datos de la Facultad de Ciencias Sociales.
1996	INE. <i>VII Censo General de Población, 1996</i> . Acceso libre a microdatos en Catálogo de metadatos y microdatos del INE.
2011	INE. <i>VIII Censo de Población, 2011</i> . Acceso libre a microdatos en Catálogo de metadatos y microdatos del INE.

Datos sobre fecundidad en otros países

Human Fertility Collection. Max Planck Institute for Demographic Research (Germany) and Vienna Institute of Demography (Austria). Disponible en <www.fertilitydata.org> (datos descargados en agosto de 2014).

Ahorro y seguridad social en los hogares de México:

un análisis de cohortes sintéticas

Savings and Social Security in Mexico: an Analysis of Synthetic Cohorts

Isalia Nava Bolaños¹

Universidad Nacional Autónoma de México. UNAM

Resumen

En esta investigación se revisan los perfiles etarios del ahorro corriente de los hogares en México según condición de acceso a servicios médicos por parte del trabajo. El estudio se basa en un análisis de cohortes sintéticas que permite analizar el comportamiento del ahorro corriente a lo largo del ciclo de vida. La base de datos que se utiliza es la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) de 1994 a 2014 y se construyen diez cohortes sintéticas. Los resultados muestran que el perfil por edad de la tasa de ahorro no presenta forma de U invertida como lo ilustra la hipótesis de ciclo de vida. Además, entre quienes trabajan y no tienen acceso a servicios médicos las tasas de ahorro siempre son menores y en los inicios de la vida son negativas.

Palabras clave: Hogares. Ahorro corriente. Hipótesis de Ciclo de Vida. Pseudopanel.

Abstract

This research reviews the age profiles of current household savings in Mexico depending on access condition to medical services by the job. The study is based on an analysis of synthetic cohorts to analyze the current saving behavior along the life cycle. The database used is the National Household Income and Expenditure Survey (ENIGH) for 1994 to 2012 and ten synthetic cohorts are built. The results show that the age profile of saving rate no describe an inverted U-shaped as illustrated by the Life Cycle Hypothesis. Moreover, among those who work and have no access to medical services, saving rates are always smaller and negative at the beginning of life.

Key Words: Households. Current Savings. Life Cycle Hypothesis. Pseudo-panel.

¹ Es doctora en Estudios de Población por El Colegio de México e investigadora del Instituto de Investigaciones Económicas (IIEC) de la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM). Sus líneas de investigación son Demografía y Economía, impacto económico del cambio poblacional, economía y envejecimiento de la población, género y economía. Contacto: <iza_24@hotmail.com>.

Introducción²

En el siglo pasado, México experimentó importantes transformaciones sociales, económicas y demográficas. En la revisión de estos cambios la seguridad social aparece como un factor relevante. Se trata de un mecanismo que tiene como objetivo brindar protección y bienestar a toda la población sin distinción de edad, sexo o grupo poblacional. Sin embargo, a pesar de que los fundamentos legislados hacen referencia a la cobertura de todos los trabajadores, en la práctica solo funciona para un segmento. Los indicadores más recientes dan cuenta de una mayor precariedad en el mercado laboral: de acuerdo con Ramírez (2008: 51) la población ocupada (PO) con protección social ha disminuido de manera «alarmante» en los últimos años. La autora lo atribuye, en gran parte, a las transformaciones en el mercado laboral y al hecho de que el derecho a la seguridad social se vincula con «tener empleo en el sector formal y protegido».

En esta línea, García (2013) documenta el deterioro de las condiciones de los trabajadores asalariados y resalta la mayor presencia de contrataciones temporales, la ausencia de contratos escritos y el limitado acceso a las instituciones de salud. Los datos más recientes de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) señalan que en el segundo trimestre de 2015 solo 37,0% de la PO³ contaba con acceso a atención médica por parte del trabajo. A partir de este contexto laboral, en esta investigación existe particular interés por estudiar el comportamiento económico de la PO tomando en cuenta las condiciones de acceso a la seguridad social, en particular las prestaciones derivadas del trabajo, como el acceso a las instituciones de salud. Algunas de las preguntas que se plantean son: ¿Existen diferencias en el ahorro de la PO según condición de acceso a las instituciones de salud? ¿En qué grupo de trabajadores se presenta mayores tasas de ahorro? ¿Existe alguna relación entre el acceso a los servicios de salud y la formación de ahorro?

En la literatura sobre ahorro individual y el ahorro de los hogares es común analizar los perfiles etarios del ingreso, consumo y, en consecuencia, del ahorro a partir del comportamiento de la hipótesis de ciclo de vida (HCV) (Deaton, 1997). La HCV plantea que el consumo es una función del ingreso permanente y que el ahorro tendrá una forma de joroba o U invertida. Este planteamiento provoca varios cuestionamientos: ¿El perfil de ahorro de la PO en México sigue el patrón sugerido por la HCV? ¿Qué diferencias existen en el perfil de ahorro de la PO según condición de acceso a las instituciones de salud? La población trabajadora sin protección social, enfrenta por lo general una serie de desventajas que se reflejan en el deterioro de sus condiciones económicas, la evidencia empírica da cuenta de bajos niveles de ingreso y situaciones de adversidad frente a la ausencia de la protección social (Ramírez, 2013). Por lo tanto, resulta relevante revisar si este grupo de trabajadores generará ahorro y si esos recursos acumulados les permitirán suavizar su consumo a lo largo de la vida y, lo que es más importante, si ese ahorro garantizará su consumo durante sus años de retiro.

2 Este trabajo forma parte del proyecto «Cambio en la estructura por edades, ahorro y seguridad social», UNAM/IIEC. La investigación fue realizada gracias al programa UNAM-DGAPA-PAPIIT IA300615 *Ahorro y seguridad social en la población adulta mayor de México*.

3 «La población ocupada incluye a las personas que durante la semana de referencia realizaron algún tipo de actividad económica, estando en cualquiera de las siguientes situaciones: 1) Trabajando por lo menos una hora o un día, para producir bienes y/o servicios de manera independiente o subordinada, con o sin remuneración. 2) Ausente temporalmente de su trabajo sin interrumpir su vínculo laboral con la unidad económica» (INEGI, 2015).

Con base en estos antecedentes, el objetivo de esta investigación es analizar los perfiles etarios del ahorro corriente de los hogares en México según condición de acceso de los jefes de hogar a los servicios médicos por parte del trabajo. Para ello se construyen dos muestras de hogares: la primera se compone de los jefes de hogar que realizaron algún tipo de actividad económica (ocupados) y contaban con acceso a servicios médicos por parte del trabajo; la segunda se integra por los jefes de hogar ocupados que no contaban con servicios médicos. El análisis se realiza a partir de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) de 1994 a 2014. Dado que el marco teórico utilizado es la HCV, el estudio se basa en un análisis de diez cohortes sintéticas, mediante el uso de un pseudopanel o panel sintético a través del cual es posible seguir el comportamiento medio del ahorro corriente a lo largo del ciclo de vida.

El documento se divide en tres secciones además de las conclusiones. En la primera sección se presenta una revisión de los orígenes y fundamentos de la seguridad social así como los principales antecedentes de acceso a la protección social entre los trabajadores mexicanos. En la segunda sección se exponen los principales planteamientos de la HCV, que corresponde al marco teórico utilizado en esta investigación. En la tercera sección se incluye una descripción general de la ENIGH; la definición de las variables centrales, como ingreso corriente, gasto corriente y ahorro corriente; y se presenta la técnica de construcción del pseudo panel. Finalmente, en la cuarta sección aparecen los perfiles por edad del ingreso, consumo y ahorro de las cohortes según condición de acceso a servicios de salud y se estima un modelo de regresión de la tasa de ahorro corriente.

Seguridad social, principios y alcances

Orígenes y fundamentos

La seguridad social es la protección que otorga la sociedad a las personas, con el objetivo de garantizar el acceso a la asistencia médica y a la seguridad en el ingreso, frente a contingencias económicas y sociales como la enfermedad, la maternidad, los riesgos en el trabajo, la invalidez, la vejez y la muerte (OIT, 1984).

Los antecedentes de la seguridad social se ubican en el año 1920 con el Convenio sobre la indemnización por accidentes del trabajo (agricultura) (n.º 012). Más tarde, en 1944, con la Declaración de Filadelfia de la Organización Internacional del Trabajo (OIT) y su Recomendación sobre la Seguridad de los medios de vida (n.º 67), la seguridad social quedó definida como un derecho humano básico. En el año 1948 la seguridad social fue confirmada en la Declaración Universal de los Derechos Humanos y en 1966 en el Pacto Internacional sobre Derechos Económicos, Sociales y Culturales (PIDESC). Al mismo tiempo, desde la OIT se han adoptado distintos convenios sobre seguridad social con el objetivo de alcanzar la cobertura universal. Destaca el Convenio sobre la seguridad social (norma mínima), 1952 (n.º 102) donde se establecen las normas mínimas para el nivel de prestaciones de la seguridad social y las condiciones de acceso. Incluye las nueve ramas principales, es decir, asistencia médica, enfermedad, desempleo, vejez, accidentes del trabajo y enfermedades profesionales, familia, maternidad, invalidez y prestaciones

de sobrevivientes. Este convenio fue ratificado por México el 12 de octubre de 1961.⁴ Recientemente, la Conferencia Internacional del Trabajo (CIT) aprobó la Recomendación sobre los pisos de protección social (2012, n.º 202), este instrumento busca establecer y mantener pisos de protección social que garanticen niveles más elevados de seguridad social para un número mayor de personas (OIT, 2014).

En el análisis de la seguridad social es posible distinguir entre seguro social y asistencia social (Marco, 2004). La asistencia social se refiere a la protección que otorga el Estado a grupos de la población en situaciones de desventaja, a través de mecanismos de redistribución. En el caso de México, la asistencia social es limitada y cuenta con recursos escasos; el régimen más importante es el de los servicios de salud pública, a través de la creación del Seguro Popular en el año 2001 con un programa piloto, aunque presenta varios problemas —por ejemplo, no considera padecimientos que ocupan las principales causas de mortalidad y morbilidad en el país (Tamez y Eibenschutz, 2008)—. Por otro lado, el seguro social cuenta con las cuotas a cargo de los trabajadores asegurados y demás sujetos obligados, como los patrones, así como con las contribuciones a cargo del Estado. En el caso de México, al igual que en otros países de América Latina, la protección social se refiere básicamente a la protección de la fuerza de trabajo. De acuerdo con la OIT (2001), esta protección se da a través de dos áreas. Primero, a partir de la protección de los derechos de los trabajadores y el mejoramiento de las condiciones de trabajo. Segundo, desde la protección que otorgan los regímenes de seguridad frente a los riesgos derivados de la interrupción de la actividad laboral.

Los fundamentos anteriores muestran que la relación laboral es un elemento condicionante de la protección que otorga la seguridad social. A ello se debe agregar que son los trabajadores formales los que generalmente están protegidos por los regímenes de seguridad social. Se trata de un elemento que resulta importante toda vez que, como se presenta en la siguiente sección, los mercados de trabajo en México son limitados en términos de la protección social que se les otorga a los trabajadores.

Empleo y desprotección social en México

En las últimas décadas México ha experimentado una serie de transformaciones importantes de los mercados de trabajo. Las investigaciones más recientes documentan bajas tasas de desempleo, pero acompañadas de condiciones precarias de trabajo, donde destacan los bajos ingresos, la falta de contratos de trabajo permanentes, la ausencia de protección social y de sindicalización, entre otros elementos (García, 2010).

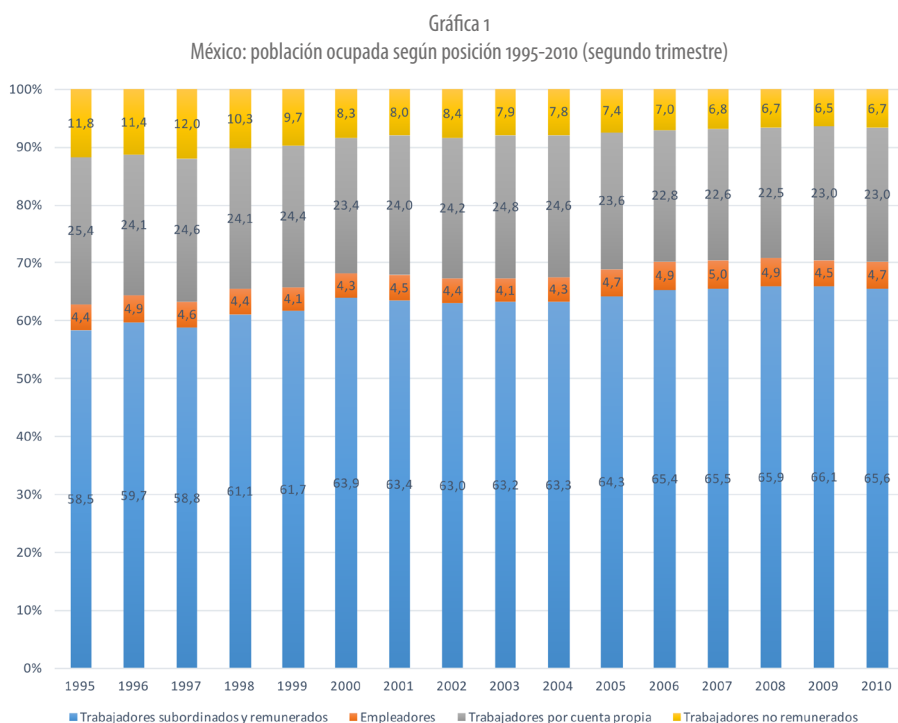
Las estadísticas de la ENOE⁵ indican que la población económicamente activa (PEA) creció en México de 35,1 millones en el año 1995 a 39 millones en 2000, a 42,3 millones en 2005 y llegó a 47,1 millones en el segundo trimestre del 2010. La PEA se compone de la PO y la población desocupada. En un contexto de bajos niveles de desempleo, donde la necesidad de contar con una fuente de ingresos se vuelve primordial, frente a la ausencia de un seguro de desempleo a nivel nacional y dados los objetivos de esta investigación, interesa

4 México ha aceptado las partes II (Asistencia médica), III (Prestaciones monetarias de enfermedad), V (Prestaciones de vejez), VI (Prestaciones en caso de accidente del trabajo y de enfermedad profesional), VIII (Prestaciones de maternidad), IX (Prestaciones de invalidez) y X (Prestaciones de sobrevivientes).

5 Las estadísticas de la ENOE que se utilizan en esta sección corresponden al segundo trimestre de cada año. Se seleccionó este período porque es el que presenta menos fluctuaciones estacionales.

analizar la PO. Al igual que la PEA, la PO en México registró aumentos significativos en los últimos años, al pasar de 32,7 millones en el año 1995 a 38,0 millones en 2000, a 40,8 millones en 2005 y a alcanzar los 44,7 millones en 2010.

En el análisis de la PO una de las categorías de análisis que adquiere relevancia es la posición en la ocupación en la medida en que denota el vínculo que existe con los medios de producción y con la propiedad de los bienes y servicios que se generan. La gráfica 1 muestra la importancia de los trabajadores subordinados y remunerados a lo largo del tiempo: en el año 2000 representaron 63,9% y aumentaron su participación a 65,6% en 2010. La segunda categoría en importancia son los trabajadores por cuenta propia, quienes registran los porcentajes más altos en los años 1995 y 2003: 25,4 y 24,8%, respectivamente. Se trata de un segmento de la fuerza laboral que, de acuerdo con García (2013), es motivo de preocupación por los bajos niveles de ingreso y la casi total ausencia de prestaciones sociales.

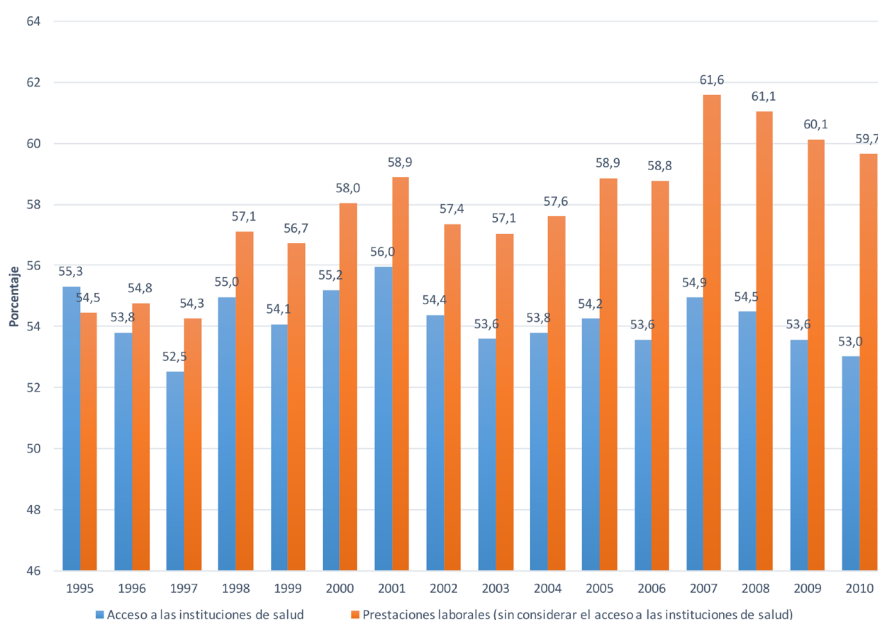


Fuente: elaboración propia con base en Indicadores Estratégicos de la ENOE. INEGI

En el análisis de la PO un primer elemento que se debe considerar es la condición de acceso a las instituciones de salud. A partir de los porcentajes que aparecen en la gráfica 2 se aprecia que solo un segmento muy reducido de la PO tiene acceso a estas instituciones. La cifra más alta corresponde al año 2007 y es de solo 36,3% (en términos absolutos, 15,5 millones de trabajadores). Al analizar a la PO con acceso a las instituciones de salud, es importante mencionar que algunos trabajadores solo cuentan con los servicios de salud, mientras que otros tienen pensiones y otros además gozan de otras prestaciones provenientes del trabajo, que se consideran como un beneficios social (Ramírez, 2006).

Gráfica 2

México: población ocupada según condición de acceso a las instituciones de salud. 1995-2010 (segundo trimestre)



Fuente: elaboración propia con base en Indicadores Estratégicos de la ENOE. INEGI

Un rasgo distintivo de las configuraciones laborales en los últimos años es el de la precarización de los trabajadores asalariados. La gráfica 3 muestra a los trabajadores subordinados y remunerados con acceso a las instituciones de salud y con acceso a prestaciones laborales.⁶ En relación con las instituciones de salud, se aprecia que solo un porcentaje reducido de la población tiene acceso a estos servicios, sobre todo en los años más recientes. Además, hay periodos en los que disminuye marcadamente este tipo de protección social: la cifra más alta corresponde a 2001 con 56,0%, mientras que la más baja se ubica en el año 1997 y fue de 52,5%, y en 2010 con 53,0%. Estas estadísticas coinciden con los resultados de García (2013), en el sentido de que desde finales de la década del noventa e inicios del siglo XXI los trabajadores asalariados mexicanos enfrentaban situaciones de precariedad laboral acentuadas, pero que fue en el transcurso de la primera década de los años 2000 cuando las condiciones laborales registraron mayores deterioros. La autora encuentra además que quienes más carecen de prestaciones de salud son los trabajadores más jóvenes y con menos escolaridad. Además, las ramas más desprotegidas son la agricultura, la construcción y los servicios. Asimismo, la fuerza de trabajo femenina asalariada se encuentra en peor situación en relación con la población masculina.

Respecto a los trabajadores con prestaciones laborales (sin considerar el acceso a las instituciones de salud), con excepción de 1995, los porcentajes son más altos en comparación con aquellos que tienen acceso a las instituciones de salud. En el año 1997 se

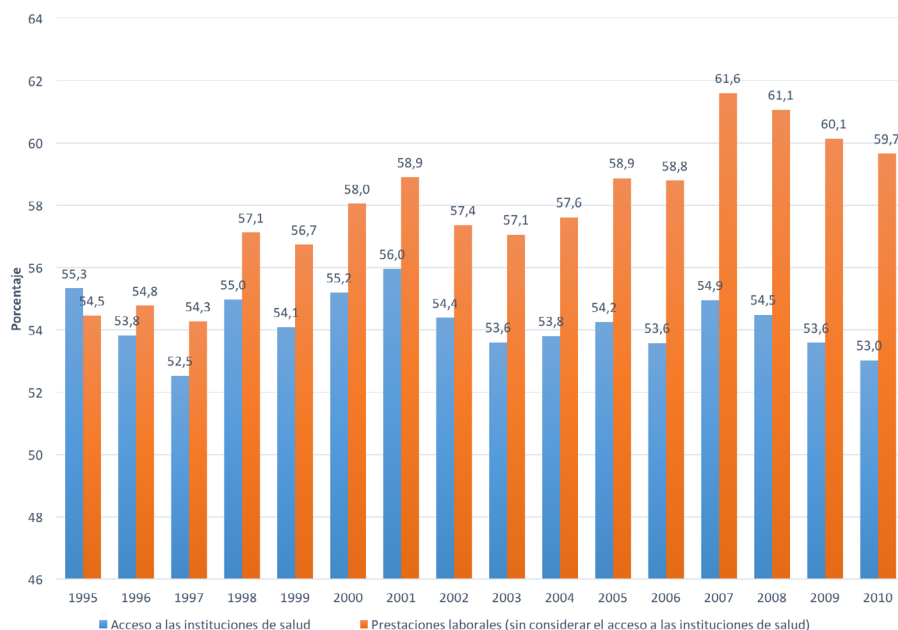
6 Las prestaciones laborales se refieren a los bienes y servicios, diferentes al acceso a las instituciones de salud, en dinero o en especie, adicionales a su sueldo, que reciben los trabajadores subordinados y remunerados de parte de la unidad económica para la que trabajan, como complemento a sus ingresos laborales (INEGI, 2014). En 2010 se preguntó por aguinaldo, vacaciones con goce de sueldo y reparto de utilidades.

otorgaron prestaciones como aguinaldo, vacaciones con goce de sueldo o reparto de utilidades al 54,3% de los trabajadores. La cifra más alta se ubica en 2007 y es de 61,6%. A partir de ese año la gráfica 3 denota una reducción en términos relativos de las prestaciones otorgadas a los trabajadores subordinados y remunerados. Como Bensusán menciona,

... todo ello nos revela una muy limitada capacidad de los trabajadores en lo individual y del Estado —o simplemente el total desinterés en ese caso— en fiscalizar y hacer efectivas las obligaciones de los empleadores con sus trabajadores, de lo que depende en gran medida la calidad de los empleos (2013: 33).

Gráfica 3

México: trabajadores subordinados y remunerados con acceso a salud y prestaciones. 1995-2010 (segundo trimestre)



Fuente: elaboración propia con base en Indicadores Estratégicos de la ENOE. INEGI

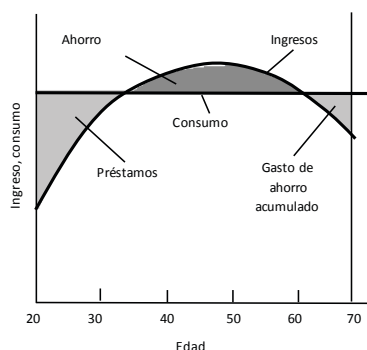
Las estadísticas anteriores dan cuenta de la ausencia de protección y de prestaciones sociales en el empleo. Se trata de evidencia empírica que para el caso mexicano denota una precarización del empleo. Para los objetivos de este documento, resulta relevante analizar el comportamiento económico, en particular el del ahorro de la po con acceso a las instituciones de salud en relación con aquella que no cuenta con este tipo de protección. Algunas de las interrogantes que se surgen son: ¿Existen diferencias en el ahorro de la po según la condición de acceso a las instituciones de salud? En la siguiente sección se presenta un breve repaso al ahorro y a la HCV.

Ciclo de vida y ahorro

En el análisis del ahorro uno de los marcos teórico-analíticos más utilizados es la HCV propuesta por Modigliani y Brumberg (1954). De acuerdo con Modigliani (1986), la HCV se basa en un criterio de optimización intertemporal que permite al individuo mantener constante su utilidad marginal de consumo a lo largo de la vida, considerando que

su ingreso no siempre es igual a su consumo y que este último es una función del ingreso permanente. Así, en los años de juventud, cuando los ingresos son bajos, los individuos se endeudan (desahorran). Más tarde, en los años de madurez de la vida activa, cuando se logran los mejores niveles de ingreso, se procede a la acumulación de activos para pagar las deudas previas y acumular fondos (ahorro) anticipándose al futuro. Finalmente, los activos acumulados se van reduciendo paulatinamente después de que se produce el abandono de la vida activa (desahorro). Entonces, hay dos períodos de desahorro a lo largo de la vida, en los primeros y los últimos años y un período de ahorro en los años intermedios (gráfica 4).

Gráfica 4
Hipótesis del ciclo de vida



Fuente: elaboración propia

En general, el modelo de HCV permite estudiar el comportamiento del ahorro a lo largo de la vida en un contexto dinámico. Este marco teórico sugiere algunas interrogantes sobre el ahorro en México: ¿El perfil de ahorro en México sigue el patrón sugerido por la HCV? ¿Qué diferencias existen en el perfil de ahorro de la PO según condición de acceso a las instituciones de salud? Para realizar un análisis empírico de este tipo, es necesario contar con información de los mismos individuos a lo largo del ciclo de vida, dado que estos datos no existen una alternativa es la construcción de un panel sintético. El método fue propuesto por Browning, Deaton e Irish (1985) y ampliamente desarrollado y utilizado por Deaton (1985 y 1997). Los autores plantean construir cohortes sintéticas a partir de la información de grupos de individuos, como el jefe del hogar. Se trata de una técnica que permite superar las limitaciones en el análisis dinámico del ahorro, elemento que resulta relevante en el enfoque de HCV. Es importante mencionar que para el caso de México, las investigaciones que analizan el ahorro y toman como marco analítico de referencia la HCV se basan en análisis de cohortes sintéticas sobre la edad de nacimiento del jefe de familia. Attanasio y Székely (1999) estudian el ahorro de los hogares a lo largo del ciclo de vida y según nivel de educación del jefe de hogar. Solís y Villagómez (1999) exploran el comportamiento del ahorro de las familias a lo largo del ciclo vital y bajo un esquema de pensiones público de reparto. Fuentes y Villagómez (2001) revisan el ahorro a lo largo del ciclo vital de los hogares de bajos ingresos. Montes y Villagómez (2002) estudian el efecto de los hijos en el ahorro de los hogares a lo largo de su ciclo de vida.

Metodología

Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares

La base de datos que se utiliza es la ENIGH, que levanta el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). Es una encuesta que proporciona información estadística sobre el comportamiento de los ingresos y gastos de los hogares, relacionado con su monto, procedencia y distribución. Además, ofrece información sobre las características ocupacionales y sociodemográficas de la población; y sobre las características de la infraestructura de la vivienda y el equipamiento del hogar. Tiene representatividad nacional, para el área urbana (localidades de 2500 y más habitantes) y rural (localidades de menos de 2500 habitantes); y a nivel entidad federativa para las entidades que, en su momento, convinieron con INEGI una ampliación de la muestra. En esta investigación se trabaja con las encuestas de 1994, 1996, 1998, 2000, 2002, 2004, 2006, 2008, 2010, 2012 y 2014.

Es importante mencionar que desde 1984 los objetivos de la ENIGH se mantienen y las encuestas resultan comparables en diseño, metodología y cuestionario (Díaz, 2015). Si bien es cierto que la encuesta ha incorporado las recomendaciones internacionales, siempre se ha cuidado la comparabilidad histórica. El cambio más importante se presentó en 2008 cuando la construcción de variables se realizó conforme a las recomendaciones de la Organización de las Naciones Unidas (ONU).⁷ Esto llevó a que el ingreso corriente dejara de desagregarse en sus componentes monetario y no monetario, y a que el gasto corriente solo incluyera el componente monetario. Sin embargo, a partir de 2008 el INEGI presenta la información de la encuesta en dos versiones, la nueva construcción, que incluye las modificaciones anteriores y la tradicional, que mantiene la comparabilidad con las encuestas anteriores; en esta investigación se utilizan la versión tradicional.

Variables centrales

Las principales variables que se utilizan para la estimación del ahorro corriente son el ingreso corriente y el gasto corriente de los hogares:

1. El ingreso corriente incluye los componentes monetario y no monetario.

El ingreso corriente monetario se refiere a las percepciones corrientes recibidas en dinero provenientes del trabajo asalariado, del trabajo independiente, de los ingresos derivados de la posesión de activos físicos y no físicos, y de las transferencias recibidas de instituciones públicas o privadas, así como de otros hogares.

El ingreso corriente no monetario corresponde a la adquisición de bienes y servicios sin que medie una transacción monetaria.

2. El gasto corriente se compone de los rubros monetario y no monetario.

El gasto corriente monetario es la suma de los gastos regulares que realizan los hogares directamente en bienes y servicios para su consumo. Incluye los rubros de alimentos y bebidas consumidas dentro y fuera del hogar, y tabaco; vestido y calzado; vivienda, servicios de conservación, energía eléctrica y combustibles; artículos y servicios para la limpieza y cuidados de la casa, enseres domésticos, muebles, cristalería, utensilios domésticos y blancos; cuidados médicos y conservación de la salud; transporte, adquisición, mantenimiento y accesorios para vehículos y comunicaciones; servicios y artículos de educación

7 Específicamente las recomendaciones emitidas en la 17.^a Conferencia Internacional de Estadígrafos del Trabajo en el *Reporte del Grupo de Canberra*.

y esparcimiento, paquetes turísticos y para fiestas, hospedaje y alojamiento; artículos y servicios para el cuidado personal, accesorios y efectos personales, y otros gastos diversos y transferencias. El gasto corriente no monetario corresponde exactamente con el ingreso corriente no monetario.

El S_c de los hogares se obtiene de restar el gasto en consumo corriente C_c que realizan los integrantes del hogar del ingreso corriente I_c . Esto se puede expresar como:

$$S_c = I_c - C_c$$

para deflactar las variables se utiliza el Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC) base 2010, segunda quincena.

El análisis del ahorro según condición de acceso a la seguridad social se realiza a partir de dividir la muestra en hogares en los que el jefe de hogar realiza algún tipo de actividad económica (ocupado) y tiene acceso a las prestaciones que otorgan las instituciones de salud y aquellos jefes de hogar trabajadores que carecen de estas prestaciones. Las variables que se utilizan son las siguientes:

1. Jefe del hogar: es la persona reconocida como tal por los residentes habituales de la vivienda. Los cuestionarios de la ENIGH de 1994 a 2014 consideran la jefatura declarada.
2. Jefe del hogar ocupado: la variable se construyó a partir de la condición de ocupación del jefe del hogar durante el mes pasado y la verificación de la ocupación. Ambas preguntas aparecen en los cuestionarios de 1994 a 2014.
3. Jefe del hogar ocupado según condición de acceso a servicios médicos: la variable se construyó a partir de las prestaciones sociales que otorga el empleo.
- Los cuestionarios de la ENIGH de 1994 a 2006 incluyen la pregunta «¿Cuenta con prestaciones sociales provenientes de este empleo?». Las respuestas incluyen al menos cuatro opciones relacionadas con los servicios de salud. Por ejemplo, en 1994 fueron: 1) Servicios médicos del IMSS, 2) Servicios médicos del ISSSTE, 3) Servicios médicos por parte de PEMEX, marina, ejército o universidades y 4) Servicios médicos privados. En 2006 fueron: 1) Servicios médicos del IMSS, 2) Servicios médicos del ISSSTE, 3) Servicios médicos del ISSSTE estatal, 4) Servicios médicos de PEMEX, del ejército o de la marina, 5) Servicios médicos de universidades y 6) Servicios médicos privados.
- Los cuestionarios de 2008 a 2014 incluyen la pregunta «¿En qué institución está afiliado o inscrito?». Las respuestas son: 1) en el IMSS, 2) en el ISSSTE, 3) en el ISSSTE estatal, 4) por PEMEX, la Defensa o la Marina y 5) otro. También incorporan la pregunta «¿Está usted afiliado o inscrito por...?», entre cuyas respuestas se incluye 1) prestación en el trabajo.

Construcción del pseudopanel

Con el objetivo de realizar un análisis del ahorro basado en el planteamiento de la HCV, es deseable contar con una serie de observaciones consecutivas de los individuos a lo largo del tiempo. Sin embargo, las encuestas que existen y proporcionan información sobre los ingresos y gastos son de corte transversal y si se opta por identificar los perfiles del ciclo de vida con base en la «fotografía» obtenida a partir de un análisis de corte transversal los resultados pueden ser erróneos. Por ejemplo, si hay fuertes efectos cohorte, el perfil por edades derivado del análisis transversal será muy diferente al perfil por edades de cualquier individuo. Con el fin de no incurrir en estos problemas se construye un pseudopanel o panel sintético (Deaton, 1997).

El pseudopanel consiste en la construcción de n cohortes sintéticas con base en un criterio fijo y para un intervalo constante. Dado que las personas comparten algunas características comunes, es posible identificar al mismo grupo de personas en distintos períodos. Deaton (1985) sugiere utilizar el año de nacimiento, ya que se trata de la característica más común que agrupa a las cohortes. A partir de este antecedente y considerando que la literatura que analiza el ahorro con base en el análisis de cohortes sintéticas generalmente ocupa este criterio, en esta investigación la construcción de las cohortes se realiza a partir del año de nacimiento del jefe de hogar en intervalos de cinco años. La muestra se restringió a aquellos jefes en edades 20-74, ya que en los extremos se reduce el número de unidades familiares (Verbeek, 2007). Además, en la cuarta edad (75 y más años) es común la presencia de enfermedades crónico-degenerativas y discapacidades que limitan la participación en el mercado laboral (Nava y Ham, 2014).

La tabla 1 muestra las edades de las diez cohortes sintéticas en los once años de levantamiento de la encuesta, de tal forma que la primera cohorte corresponde a los jefes de hogar que pertenecen a la generación 1925-1929, por lo que para el año de la primera encuesta en 1994, tendrán entre 65 y 69 años de edad; en el segundo año de la encuesta, en 1996, alcanzarán las edades 67-71, y en el año 1998 tendrán entre 69 y 73 años y así sucesivamente hasta la última encuesta. Por su parte, la segunda cohorte corresponde a los jefes de hogar que nacieron en el período 1930-1934. En el año 1994 sus edades fluctuarán entre 60 y 64 años; en 1996 habrán cumplido los 62 y 66 años, y así repetidamente hasta llegar al año 2004, donde tendrán entre 70 y 74 años de edad. En total se construyeron diez cohortes sintéticas. La más reciente corresponde a la generación 1970-1974, que para el año 1994 se encontraba entre 20 y 24 años. En el año 2014 la cohorte más joven alcanzó edades de 40 a 44 años.

Tabla 1
Construcción del pseudopanel

Cohorte	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Año	1925 1929	1930 1934	1935 1939	1940 1944	1945 1949	1950 1954	1955 1959	1960 1964	1965 1969	1970 1974
1994	65 69	60 64	55 59	50 54	45 49	40 44	35 39	30 34	25 29	20 24
1996	67 71	62 66	57 61	52 56	47 51	42 46	37 41	32 36	27 31	22 26
1998	69 73	64 68	59 63	54 58	49 53	44 48	39 43	34 38	29 33	24 28
2000	71	66 70	61 65	56 60	51 55	46 50	41 45	36 40	31 35	26 30
2002	73	68 72	63 67	58 62	53 57	48 52	43 47	38 42	33 37	28 32
2004		70 74	65 69	60 64	55 59	50 54	45 49	40 44	35 39	30 34
2006		72	67 71	62 66	57 61	52 56	47 51	42 46	37 41	32 36
2008		74	69 73	64 68	59 63	54 58	49 53	44 48	39 43	34 38
2010			71 75	66 70	61 65	56 60	51 55	46 50	41 45	36 40
2012			73	68 72	63 67	58 62	53 57	48 52	43 47	38 42
2014				70 74	65 69	60 64	55 59	50 54	45 49	40 44

Fuente: elaboración propia

Tabla 2
 Precisiones estadísticas de las cohortes

Jefes de hogar ocupados con servicios de atención médica											
Año	Precisiones estadísticas	Cohorte									
		1925-1929	1930-1934	1935-1939	1940-1944	1945-1949	1950-1954	1955-1959	1960-1964	1965-1969	1970-1974
1994	Estimación	98.929	165.934	264.651	478.458	549.831	841.184	1.049.372	1.184.553	991.485	518.805
	Error Est.	16.588	25.854	26.387	45.578	47.127	63.524	72.593	94.566	113.921	51.957
	Coef. Var.	16,8%	15,6%	10,0%	9,5%	8,6%	7,6%	6,9%	8,0%	11,5%	10,0%
1996	Estimación	45.614	103.204	182.995	338.359	549.642	827.907	1.057.768	1.156.839	1.117.945	718.691
	Error Est.	10.744	18.019	22.062	32.299	45.988	52.071	65.745	81.638	93.333	76.042
	Coef. Var.	23,6%	17,5%	12,1%	9,5%	8,4%	6,3%	6,2%	7,1%	8,3%	10,6%
1998	Estimación	23.360	78.552	209.776	384.239	574.955	793.366	1.085.602	1.257.011	1.183.525	942.147
	Error Est.	6.822	14.591	31.684	37.646	42.634	54.748	62.957	68.636	69.265	65.262
	Coef. Var.	29,2%*	18,6%	15,1%	9,8%	7,4%	6,9%	5,8%	5,5%	5,9%	6,9%
2000	Estimación	14.211	59.827	173.185	288.913	564.310	980.724	945.296	1.301.933	1.271.234	1.109.131
	Error Est.	5.882	19.403	38.142	41.690	81.406	90.543	80.379	104.385	87.132	80.998
	Coef. Var.	41,4%*	22,4%	22,0%	14,4%	14,4%	9,2%	8,5%	8,0%	6,9%	7,3%
2002	Estimación	50.225	36.916	195.902	346.341	530.089	833.346	978.495	1.284.328	1.301.133	1.096.337
	Error Est.	18.799	9.030	60.394	49.783	47.539	52.758	61.335	73.556	80.002	75.421
	Coef. Var.	37,4%*	24,5%	20,8%	14,4%	9,0%	6,3%	6,3%	5,7%	6,1%	6,9%
2004	Estimación		48.559	69.632	213.836	400.084	745.959	846.843	1.301.755	1.387.259	1.372.335
	Error Est.		14.666	10.389	20.652	30.961	63.809	38.970	74.263	114.088	91.654
	Coef. Var.		30,2%*	14,9%	9,7%	7,7%	8,6%	4,6%	5,7%	8,2%	6,7%
2006	Estimación		27.065	62.049	131.079	342.382	718.503	980.665	1.362.499	1.397.538	1.396.443
	Error Est.		9.521	11.160	16.569	28.517	43.944	50.789	65.425	71.385	64.951
	Coef. Var.		35,2%*	18,0%	12,6%	8,3%	6,1%	5,2%	4,8%	5,1%	4,7%
2008	Estimación		33.288	35.865	123.762	316.988	633.957	912.880	1.168.768	1.298.021	1.306.771
	Error Est.		7.593	7.586	15.432	25.382	32.346	39.038	46.731	51.701	55.605
	Coef. Var.		22,8%	21,2%	12,5%	8,0%	5,1%	4,3%	4,0%	4,0%	4,3%
2010	Estimación			34.527	89.602	201.187	550.137	855.400	1.222.504	1.264.625	1.445.206
	Error Est.			7.993	13.740	18.411	32.286	40.406	51.561	54.466	60.000
	Coef. Var.			23,1%	15,3%	9,2%	5,9%	4,7%	4,2%	4,3%	4,2%
2012	Estimación			25.348	82.026	144.279	437.901	745.701	1.158.772	1.151.402	1.274.359
	Error Est.			10.725	27.383	26.072	59.176	75.820	91.677	87.148	99.602
	Coef. Var.			42,3%*	13,4%	18,1%	13,5%	10,2%	7,9%	7,6%	7,8%
2014	Estimación				50.766	133.253	306.886	710.162	1.056.474	1.331.451	1.650.964
	Error Est.				15.905	21.149	31.437	47.495	54.094	61.627	80.401
	Coef. Var.				31,3%*	15,9%	10,2%	6,7%	5,1%	4,6%	4,9%

Jefes de hogar ocupados sin servicios de atención médica											
Año	Precisiones estadísticas	Cohorte									
		1925-1929	1930-1934	1935-1939	1940-1944	1945-1949	1950-1954	1955-1959	1960-1964	1965-1969	1970-1974
1994	Estimación	538.536	653.780	787.947	948.016	1.132.307	1.128.118	1.417.752	1.354.195	946.295	584.354
	Error Est.	50.199	48.451	52.505	53.183	67.603	66.169	84.160	106.885	59.777	50.249
	Coef. Var.	9,3%	7,4%	6,7%	5,6%	6,0%	5,9%	5,9%	7,9%	6,3%	8,6%
1996	Estimación	414.851	608.763	768.876	926.335	1.182.999	1.368.151	1.382.202	1.477.322	1.247.874	753.281
	Error Est.	36.034	41.800	47.959	54.553	60.351	67.138	63.158	66.504	65.121	45.230
	Coef. Var.	8,7%	6,9%	6,2%	5,9%	5,1%	4,9%	4,6%	4,5%	5,2%	6,0%
1998	Estimación	374.728	664.445	727.731	983.130	1.216.425	1.401.542	1.448.153	1.484.076	1.384.952	937.068
	Error Est.	36.892	51.230	53.671	67.627	71.612	65.272	69.477	71.125	75.187	62.504
	Coef. Var.	9.8%	7,7%	7,4%	6,9%	5,9%	4,7%	4,8%	4,8%	5,4%	6,7%
2000	Estimación	388.941	605.374	724.383	1.117.926	1.150.904	1.433.290	1.535.745	1.544.362	1.565.809	1.068.128
	Error Est.	43.822	50.435	60.049	76.480	75.298	115.799	91.880	81.599	118.760	76.038
	Coef. Var.	11,3%	8,3%	8,3%	6,8%	6,5%	8,1%	6,0%	5,3%	7,6%	7,1%
2002	Estimación	302.303	479.059	780.403	955.580	1.238.015	1.552.770	1.462.126	1.910.151	1.493.270	1.226.977
	Error Est.	59.581	41.149	77.886	71.590	76.280	104.778	79.642	111.850	77.250	79.428
	Coef. Var.	19,7%	8,6%	10,0%	7,5%	6,2%	6,7%	5,4%	5,9%	5,2%	6,5%
2004	Estimación		541.528	663.831	921.987	1.155.251	1.290.958	1.510.538	1.655.706	1.787.348	1.493.184
	Error Est.		52.910	44.458	56.034	107.742	76.755	72.986	106.284	89.761	78.561
	Coef. Var.		9.8%	6.7%	6.1%	9.3%	5.9%	4.8%	6.4%	5.0%	5.3%
2006	Estimación		456.231	657.913	962.930	1.118.565	1.434.165	1.503.598	1.748.227	1.863.508	1.804.626
	Error Est.		46.559	46.863	71.082	54.959	67.417	74.485	79.743	95.874	89.021
	Coef. Var.		10,2%	7,1%	7,4%	4,9%	4,7%	5,0%	4,6%	5,1%	4,9%
2008	Estimación		290.355	528.015	834.088	1.100.786	1.317.179	1.502.471	1.810.650	1.839.205	1.968.746
	Error Est.		22.908	34.840	44.118	49.703	50.816	52.299	66.575	63.218	75.012
	Coef. Var.		7,9%	6,6%	5,3%	4,5%	3,9%	3,5%	3,7%	3,4%	3,8%
2010	Estimación			418.108	693.293	925.462	1.284.938	1.581.641	1.844.460	1.861.384	2.072.448
	Error Est.			27.989	42.639	41.441	47.403	67.661	64.640	65.743	66.581
	Coef. Var.			6,7%	6,2%	4,5%	3,7%	4,3%	3,5%	3,5%	3,2%
2012	Estimación			462.102	646.683	1.132.667	1.419.682	1.679.050	1.972.407	1.996.116	2.372.166
	Error Est.			44.070	59.077	73.348	90.949	104.182	105.022	120.392	119.854
	Coef. Var.			9,5%	9,1%	6,5%	6,4%	6,2%	5,3%	6,0%	5,1%
2014	Estimación				576.295	873.686	1.209.127	1.444.289	1.789.115	2.016.572	2.142.269
	Error Est.				38.275	47.538	53.514	61.473	71.078	70.951	74.499
	Coef. Var.				6,6%	5,4%	4,4%	4,3%	4,0%	3,5%	3,5%

Fuente: cálculos realizados por la Dirección General de Estadísticas Sociodemográficas del INEGI (noviembre de 2015).

*Indica un coeficiente de variación igual o mayor a 25%.

A fin de conocer la magnitud de los errores asociados a la estimación de las diez cohortes sintéticas, en la tabla 2 se presentan las precisiones estadísticas por cohorte y año de la encuesta según condición de acceso a servicios médicos. Las estimaciones y los errores estándar se utilizan para calcular el coeficiente de variación (cv). Estos últimos dan cuenta de la precisión de la estimación. Los valores cercanos a 0% indican que la precisión estadística del dato es mayor. En el caso de este trabajo solo se utiliza la información de las cohortes cuando el cv es estadísticamente confiable (menor a 25%).

A través de este pseudopanel es posible seguir el comportamiento medio de las variables de interés de grupos de hogares a través del tiempo, en este caso del ahorro corriente. Los promedios se calcularon utilizando datos ponderados.

A partir de la muestra de la ENIGH se construyeron dos submuestras: la primera corresponde a las cohortes sintéticas o grupos de hogares, donde el jefe de hogar es un trabajador con prestaciones de servicios médicos por parte del trabajo. La segunda incluye a los jefes de hogar que trabajan y no cuentan con prestaciones de servicios médicos.

Perfiles de ingreso, consumo y ahorro

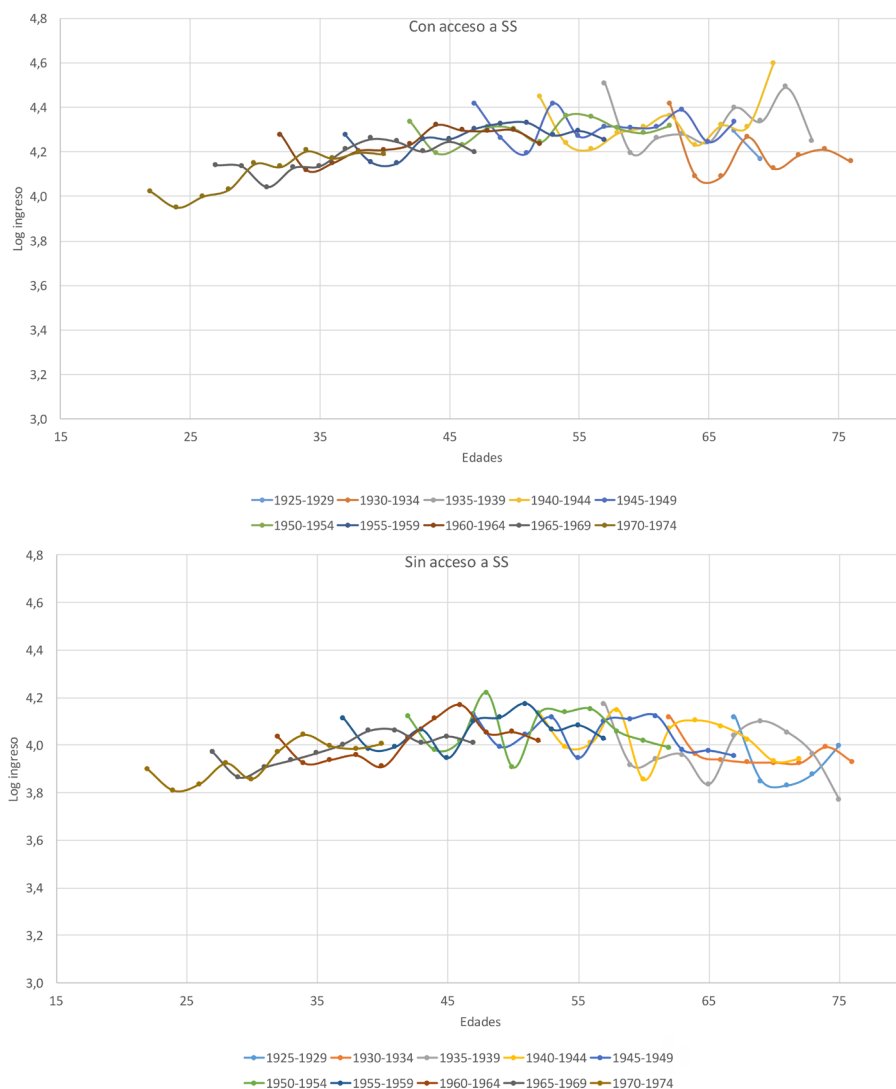
En el análisis del ahorro el ingreso aparece como una variable relevante, en la medida en que afecta o determina el ahorro de los individuos y de los hogares. En general se espera que exista un efecto positivo, donde a medida que el ingreso aumente, el ahorro también se incremente. Sin embargo, la manera como el ingreso se incluye en las formulaciones empíricas depende del planteamiento teórico que sustenta el análisis. De acuerdo con la HCV, el ingreso, incluyendo el de tipo laboral y no laboral, describe una joroba o U invertida. En los primeros años de la vida laboral las personas acumulan capital humano que se refleja en un ingreso creciente, luego este decrece como resultado de la menor actividad que impone la vejez y el proceso de obsolescencia en el desempeño por cambios tecnológicos (Butelmann y Gallego, 2000).

En la gráfica 5 aparecen los perfiles por edades del ingreso corriente de los hogares según condición de acceso a los servicios de salud del jefe de hogar, como parte de la actividad laboral. En la gráfica se presentan diez segmentos de línea continua que representan las diez cohortes de estudio, basadas en las edades del jefe del hogar en intervalos de cinco años. A su vez cada línea se integra por once puntos que representan a cada una de las encuestas utilizadas. Dado que cada cohorte se compone por intervalos de cinco años y se tienen diez cohortes, es común que cada cohorte se superponga con las cohortes continuas. Esto denota que tenemos información a las mismas edades para diferentes cohortes, pero en distintos momentos cronológicos.

Cada uno de los segmentos de unión que aparecen en la gráfica 5 representa el ingreso corriente promedio de los hogares en cada cohorte. Por ejemplo, en la cohorte más joven (1970-1974) se observa el ingreso promedio a una edad media de 22 años en 1994, 24 en 1996, 26 en 1998 y así sucesivamente. Mientras que para la cohorte dos (1965-1969) se presenta el ingreso promedio a una edad media de 27 años en 1994, 29 en 1996 y 31 en 1998. La gráfica ilustra que el ingreso promedio de los hogares presenta un ligero perfil en forma de U invertida, y que, contrario a lo que presupone la HCV, a finales de la vida no se aprecian descensos significativos. Además, entre los hogares donde el jefe no tiene acceso a los servicios de salud el perfil por edades es más plano y los ingresos medios son inferiores. En relación con el nivel de ingresos, estos resultados coinciden con la

literatura que da cuenta de las condiciones de precariedad en el mercado laboral. García (2013) documenta el bajo nivel de ingresos de los trabajadores asalariados y enfatiza en que la situación empeora cuando se trata de trabajadores que no cuentan con prestaciones sociales o contratos. El análisis que aquí se presenta muestra que estas condiciones de deterioro se extienden de los jefes de hogar ocupados a la unidad familiar. Respecto al perfil que describen las cohortes, en un estudio similar sobre el ahorro de los hogares, Solís y Villagómez encuentran que tanto para la muestra de cohortes que incluyen jefes de familia asalariados, como la muestra de no asalariados «el perfil de ingreso evoluciona de acuerdo con lo sugerido por el modelo de cv, aumenta con la edad y alcanza un punto máximo entre los 40 y 50 años de edad» (1999: 352).

Gráfica 5
México: Ingreso corriente según condición de acceso a servicios de salud (pesos mensuales, 2010=100)



Fuente: elaboración propia con base en ENIGH 1994-2014. INEGI

En el modelo de HCV las decisiones de consumo son de carácter intertemporal y se espera que este se mantenga constante a lo largo del ciclo vital. En la gráfica 6 aparece el gasto en consumo corriente de los hogares según condición de acceso a los servicios de salud por parte de los jefes de hogar. Se observa que la trayectoria de consumo se ajusta al patrón de comportamiento del ingreso corriente. Estos resultados coinciden con los hallazgos de otras investigaciones que analizan los perfiles de ingreso y consumo (Solís y Villagómez, 1999).

Gráfica 6
 México: Gasto en consumo corriente según condición de acceso a servicios de salud (pesos mensuales, 2010=100)



Fuente: elaboración propia con base en ENIGH 1994-2014. INEGI.

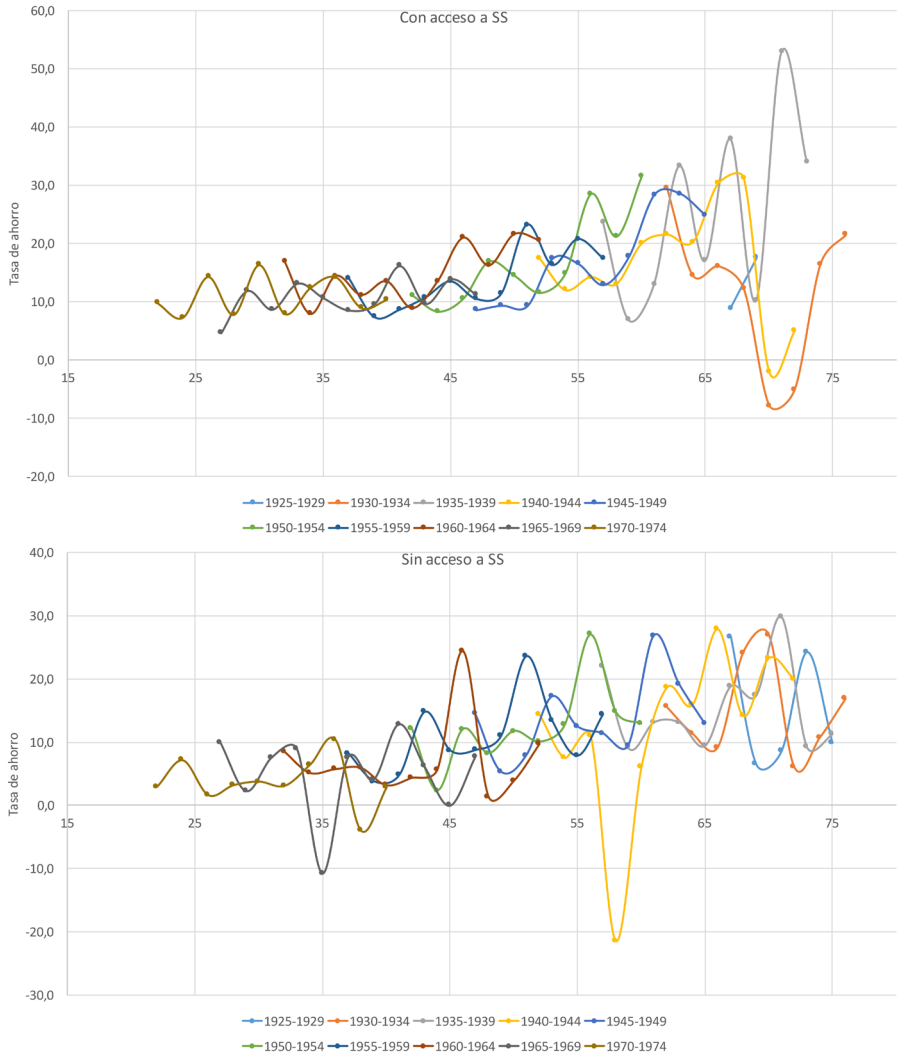
El ahorro corriente se refiere al consumo presente no realizado y transferido hacia el futuro. En el planteamiento de la HCV, el ahorro es una variable central, que garantiza el consumo de los individuos, en particular en las edades más avanzadas donde los ingresos son muy bajos o inexistentes. Dado que el comportamiento del ingreso y el gasto en consumo es muy similar en varias de las etapas del ciclo de vida, el perfil de la tasa de ahorro corriente que aparece en la gráfica 7 no toma la esperada forma de U invertida. Entre los hogares donde la jefatura tiene acceso a los servicios de salud, el ahorro medio describe un perfil bastante aplanado hasta antes de las etapas de mayor edad, momento en el que se registran tasas de ahorro negativas. En relación con los hogares sin acceso a los servicios de salud, en el análisis del perfil por edades resalta que en las etapas de inicio de la vida no hay ahorro y en algunos casos las cifras son negativas. Además, las tasas de ahorro más significativas se presentan en las edades avanzadas. Entre la literatura que analiza el perfil por edades del ahorro destaca el estudio de Solís y Villagómez (1999), en el que los autores encuentran que en los hogares donde el jefe de hogar es un trabajador asalariado con seguridad social el perfil se asemeja más a una forma de U invertida, mientras que en los hogares cuyos jefes de hogar son asalariados sin seguridad social el perfil se mantiene muy plano y cercano a un valor. En un estudio posterior, Montes y Villagómez (2002) analizan los perfiles de ahorro según la presencia de hijos. Sus resultados también muestran un comportamiento similar del ingreso y el consumo, por lo que el ahorro no toma la forma de U invertida. En relación con la literatura internacional, después de analizar el perfil de ahorro de varias cohortes en Estados Unidos, China, Tailandia y Gran Bretaña y en distintos grupos educativos y ocupacionales, Deaton (1997) encuentra poca evidencia de perfiles de ahorro en forma de joroba. Por lo general encuentra que el consumo muestra perfiles muy cercanos al ingreso, lo que se manifiesta en poco ahorro a lo largo de la vida.

Es importante mencionar que en las diez cohortes sin acceso a los servicios de salud la tasa de ahorro promedio fue 10,7%, cifra significativamente inferior a la tasa media de las cohortes con estas prestaciones, que es 15,8%. Los resultados anteriores dan cuenta de las menores posibilidades de ahorro entre los hogares sin acceso a servicios de salud. Se trata de un grupo poblacional que enfrenta enormes desventajas económicas que se perpetúan a lo largo de la vida y que restan posibilidades de garantizar un consumo suficiente en las etapas más avanzadas del ciclo de vida. En este primer análisis del comportamiento de los perfiles por edad del ahorro se aprecia la ausencia de un motivo precautorio, que se esperaría fuera importante frente a la incertidumbre de los ingresos futuros.

Al análisis anterior sobre el comportamiento de los perfiles-edad para los grupos de hogares donde el jefe de hogar trabaja y tiene acceso a los servicios de salud, y donde el jefe de hogar trabaja pero no tienen acceso a los servicios médicos, proporciona un primer acercamiento al efecto edad. Es decir, el comportamiento del ingreso, el gasto en consumo y el ahorro como una función de la edad. Sin embargo, también se observan importantes efectos cohorte y período. El efecto cohorte se refiere a las diferencias generacionales; esto es que la variable se puede comportar de manera diferente para las personas que nacieron entre 1970 y 1974 que para las personas que nacieron entre 1960-1964, debido a que el comportamiento de las generaciones es distinto. Las distintas cohortes analizadas han transitado por condiciones económicas y laborales con profundas diferencias que afectan sus patrones de ingreso y de gasto en consumo y ahorro. En la gráfica 5 se pueden apreciar las diferencias verticales en el monto de los ingresos para diferentes cohortes a la misma edad, lo que puede atribuirse a la presencia de efectos cohorte. Sin embargo, es importante

considerar que estas diferencias pueden ser resultado de efectos temporales y de la edad. En relación con el efecto período, éste ubica eventos históricos en determinados momentos del tiempo, por lo que afecta a toda la población. Por ejemplo, la caída del ingreso promedio que se registra para todas las cohortes en el año 1996, producto de los estragos de la crisis económica que vivió el país a finales de 1994 y durante 1995. No obstante, el efecto período puede reproducirse como una combinación de los efectos cohorte y edad.

Gráfica 7
 México: Ahorro corriente según condición de acceso a servicios de salud (pesos mensuales. 2010=100)



Fuente: elaboración propia con base en ENIGH 1994-2014. INEGI.

Con el objetivo de identificar el efecto edad en el ahorro de los hogares se estimó un modelo de regresión de la tasa de ahorro siguiendo el procedimiento utilizado por Deaton (1997):

$$S_{ct} = \alpha + A\beta + Cy + Y^* \delta + u_{ct}$$

para $c = 1. \dots 10$ y $t = 1. \dots 11$

donde: S_{ct} es el promedio de la tasa de ahorro por cohorte. Las variables explicativas son las $n-1$ variables dicotómicas para las edades (A) y cohortes (C); y las nuevas variables de período (Y^*), que cumplen con la condición de ortogonalidad a una tendencia lineal y suman cero. De esta forma, el efecto edad sobre el ahorro puede ser estimado sin que sea afectado por la posición de la cohorte ni por el efecto período.

Primero se estimó la prueba de Wald para determinar si los efectos edad, cohorte y período son significativos conjuntamente. Se encuentra que los efectos edad y período son estadísticamente significativos en ambos hogares, mientras que las variables dicotómicas de cohorte solo resultaron conjuntamente significativas en el modelo de ahorro de las cohortes integradas por jefes de hogar con acceso a los servicios de salud (tabla 3).

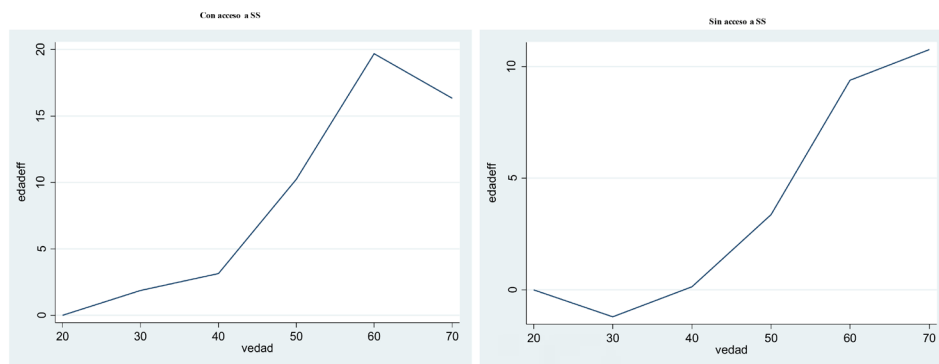
Tabla 3
Prueba de Wald de significancia conjunta dela tasa de ahorro

Ecuación	Efecto edad	Efecto cohorte	Efecto período
Tasa de ahorro de las cohortes de hogares donde el jefe tiene acceso a servicios de salud	F=5.84 (0.00)*	F=2.73 (0.00)*	F=2.53 (0.01)*
Tasa de ahorro de las cohortes de hogares donde el jefe no tiene acceso a servicios de salud	F=2.80 (0.02)**	F=0.87 (0.55)	F=4.72 (0.00)*

Nivel de significancia: * 0.01. ** 0.05 y *** 0.10

La gráfica 8 ilustra que después de controlar por los efectos cohorte y período, el efecto edad en la tasa de ahorro no describe un perfil de U invertida como lo predice la HCV: en especial, no hay desahorro en las edades avanzadas. Es posible que el resultado se relacione con las motivaciones de las personas para ahorrar: entre la población en edades avanzadas existe mayor incertidumbre que puede afectar su vida debido a la presencia de enfermedades crónico-degenerativas y discapacitantes. A ello se agrega la incertidumbre sobre la esperanza de vida y el momento de la muerte. Además, es posible que exista un motivo herencia que incentive la acumulación del ahorro en las edades avanzadas (Kim *et al.*, 2012). Asimismo, puede haber un efecto selectividad, que lleve a incluir en la muestra a las personas en edades avanzadas que son jefes de hogar y que se encuentran en una mejor situación económica, mientras que el resto de los adultos mayores que posiblemente presentan menores tasas de ahorro o desahorro forman parte de otras unidades familiares (Deaton, 1997).

Gráfica 8
Efecto edad en la tasa de ahorro según acceso a servicios de salud



Conclusiones

En esta investigación se presenta un análisis de los perfiles etarios del ingreso, consumo y ahorro corriente de los hogares en México, según condición de acceso del jefe del hogar a los servicios médicos por parte del trabajo. El análisis se apoya en un pseudopanel que permite seguir el comportamiento de diez cohortes sintéticas. Los perfiles por edades del ingreso y gasto en consumo muestran un alto grado de paralelismo en ambas variables: en consecuencia, poco ahorro. Después de controlar por los efectos cohorte y período, el análisis de regresión muestra que el perfil por edad del ahorro corriente de los hogares no describe una forma de joroba o U invertida como lo ilustra la HCV. Además, entre los hogares donde el jefe de hogar no tiene acceso a los servicios médicos se observa una caída del ahorro en las primeras edades y un efecto positivo en las edades más avanzadas, mientras que en los jefes con acceso a servicios médicos el ahorro aumenta hacia finales de la vida y disminuye después de los sesenta años.

Los resultados previos adquieren relevancia en un contexto donde la precariedad laboral se mantiene elevada y se vislumbra un empeoramiento en los últimos años. A ello debe agregarse la dinámica de envejecimiento de la población, donde el desgaste físico y de las condiciones de salud entre la población en edades avanzadas forzosamente llevará a un retiro definitivo de la actividad laboral y a la necesidad de contar con algún ingreso para satisfacer las necesidades más básicas de consumo de bienes y servicios: los resultados muestran que la población sin prestaciones sociales difícilmente lo conseguirá. En este sentido, las recomendaciones de política pública que pueden desprenderse de estos resultados apuntan hacia la necesidad de empleos que garanticen la protección social de los trabajadores.

En términos de futuras líneas de investigación es importante considerar en el análisis de regresión los factores que determinan o pueden afectar los perfiles de ingreso y consumo, en especial las características de los hogares como el tamaño, la composición, la clase, el tipo y la estructura, ya que el consumo de un hogar con hijos mayores es distinta al de uno sin hijos o con hijos pequeños. Todas estas variables influyen en el comportamiento del ahorro en el ciclo vital. Asimismo, es importante analizar la trayectoria de la tasa de ahorro de otros grupos de población.

Referencias bibliográficas

- ATTANASIO, O. y SZÉKELY, M. (1999), «Ahorro de los hogares y distribución del ingreso en México», *Economía Mexicana*, Nueva Época, vol. VIII, n.º 2: 267-338.
- BENSUSÁN, G. (2013), «Reforma laboral, desarrollo incluyente e igualdad en México», *Serie Estudios y Perspectivas*, 143, Sede subregional de la CEPAL en México.
- BROWNING, M.; DEATON, A. y IRISH, M. (1985), «A profitable approach to labor supply and commodity demands over the life-cycle», en *Econometrica*, 53: 503-543.
- BUTELMANN, A. y GALLEGO, F. (2000), «Ahorro de los hogares en Chile: evidencia microeconómica», en *Economía Chilena*, vol. 3, n.º 1: 5-24.
- DEATON, A. (1985), «Panel Data from Time Series of Cross-Sections», en *Journal of Econometrics*, 30: 109-126.
- (1997), *The Analysis of Households Surveys: A Microeconometric Approach to Development Policy*, Baltimore, Maryland: Johns Hopkins University Press.
- DÍAZ, A. (2015), «Algunas notas sobre las encuestas nacionales de ingreso-gasto de los hogares (ENIGH)», *nexos*, en <<http://redaccion.nexos.com.mx/?p=7204>>, acceso: 09/11/2015.
- FUENTES, R. y VILLAGÓMEZ, A. (2001), «El ahorro en los hogares de bajos ingresos en México. Un análisis por cohortes», *Trimestre Económico*, vol. 68, n.º 269 (1): 109-133.
- GARCÍA, B. (2010), «La población económicamente activa: evolución y desafíos», en GARCÍA, B. y ORDORICA, M. (coords.), *La población*, Ciudad de México: El Colegio de México, Serie Los Grandes Problemas de México, pp. 363-392.
- (2013), «Precariedad laboral y desempleo en México», en VALDÉS, L. M. (coord.), *Hacia una nueva Ley General de Población*, Ciudad de México: IJI-UNAM, pp. 157-177.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Y GEOGRAFÍA (INEGI) (1994-2012), *Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares*, en <<http://www.inegi.org.mx/est/contenidos/Proyectos/encuestas/hogares/regulares/enigh/>>, acceso: 27/4/2015.
- (1995-2010), *Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo*, en <<http://www3.inegi.org.mx/Sistemas/infoenoe/Default.aspx?s=est&c=14042>>, acceso: 27/4/2015.
- (2015), *Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo*, en <http://www.inegi.org.mx/est/lista_cubos/consulta.aspx?p=encue&c=4>, acceso: 27/4/2015.
- KIM, E.; HANNA, S., CHATTERJEE, S. y LINDAMOD, S. (2012), «Who Among the Elderly Owns Stocks? The Role of Cognitive Ability and Bequest Motive», *J Fam Econ*, vol. 33: 338-352.
- MARCO, F. (2004), «Rasgos generales de los sistemas previsionales de capitalización individual y de sus contextos laborales y demográficos», en MARCO, F. (coord.), *Los sistemas de pensiones en América Latina: un análisis de género*, Santiago de Chile: CEPAL, pp. 31-58.
- MODIGLIANI, F. (1986), «Life cycle, individual thrift, and the wealth of nations», *American Economic Review*, 76: 297-313.
- y BRUMBERG, R. (1954), «Utility Analysis and the Consumption Function: an Interpretation of Cross-section Data», en KURIHARA, K. (ed.), *Post Keynesian Economics*, New Brunswick, N.J.: Rutgers University Press, pp. 388-436.
- MONTES, A. y VILLAGÓMEZ, A. (2002), «El efecto de los hijos sobre el ahorro de los hogares mexicanos», *Economía Mexicana Nueva Época*, 11 (2): 261-297.
- NAVA, I. y HAM, R. (2014), «Determinantes de la participación laboral de la población de 60 años o más en México», *Papeles de Población*, 20 (81): 59-87.
- ORGANIZACIÓN INTERNACIONAL DEL TRABAJO (OIT) (1984), *Introducción a la seguridad social*, Ginebra: OIT.
- (2001), *Programa modular de capacitación e información sobre género, pobreza y empleo. Guía para el lector*, Santiago de Chile: OIT.

- ORGANIZACIÓN INTERNACIONAL DEL TRABAJO (OIT) (2014), *La Estrategia de Desarrollo de los Sistemas de Seguridad Social de la OIT. El Papel de los Pisos de Protección Social en América Latina y el Caribe*, Lima: OIT.
- RAMÍREZ, B. (2006), «Envejecimiento demográfico, seguridad social y desarrollo en México», en HAM, R. y RAMÍREZ, B. (coords.), *Efectos económicos de los sistemas de pensiones*, Ciudad de México: El Colegio de la Frontera Norte-Plaza y Valdés Editores, pp. 47-96.
- (2008), «Entorno socioeconómico y laboral de la seguridad social, 1997-2014», en ORTIZ, R. (coord.), *Diez años de reformas a la seguridad social en México. Balance, perspectivas y propuestas*, Ciudad de México: Centro de Producción Editorial, pp. 45-60.
- SOLÍS, F. y VILLAGÓMEZ, A. (1999), «Ahorro y pensiones en México: un estudio a nivel de las familias», *Economía Mexicana. Nueva Época*, vol. VIII, n.º 2:339-366.
- TAMEZ S. y EIBENSCHUTZ, C. (2008), «El Seguro Popular de Salud en México: Pieza Clave de la Inequidad en Salud», *Revista Salud Pública*, 10 sup (1): 133-145.
- VERBEEK, M. (2008), «Pseudo-Panels and Repeated Cross-Sections» en MÁTYÁS L. y SEVESTRE P. (ed.), *The Econometrics of Panel Data*, Berlin Heidelberg: Springer, pp. 369-383.

Óbitos violentos e inflexão precoce na razão de sexo: Argentina e Brasil (2001-2011)

*Violent deaths and early inflection on sex ratio:
Argentina and Brazil (2001-2011)*

Alex Manetta¹

José Eustáquio Diniz Alves²

*Escola Nacional de Ciências Estatísticas (Ence),
Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)*

Resumo

O artigo destaca o estabelecimento de padrões epidemiológicos com significativa sobremortalidade juvenil masculina e suas influências na dinâmica demográfica, por meio de um estudo analítico-descritivo que compara os níveis e a composição da mortalidade violenta em dois países latino-americanos – Argentina e Brasil –, no período 2001-2011. Na Argentina, apesar de a mortalidade por causas violentas não alcançar os elevadíssimos níveis registrados no Brasil, observa-se também a importância adquirida na perda prematura de vidas, na queda da esperança de vida e na inflexão precoce da razão de sexo, verificada a partir de idades adultas. Considerando o volume expressivo de jovens que têm suas vidas bruscamente interrompidas, não se pode deixar de

Abstract

This article highlights the establishment of epidemiological patterns with significant excess of juvenile-male mortality and their influences on population dynamics, through an analytical-descriptive study that comparing the levels and composition of the violent death on two Latin American countries: Argentina and Brazil (2001-2011). In Argentina, despite the mortality from violent causes not reach the high levels seen in Brazil, is also observed the importance acquired in premature loss of lives, in the fall in life expectancy and in the early inflection of sex ratio, observed from adult ages. In the moment that a significant volume of young people have their lives cut, we can see the systematic loss of an immense potential, emphasizing the importance of assessing the demographic dynamics in their interfaces with

- 1 É doutor em Demografia (Instituto de Filosofia e Ciências Humanas / Universidade Estadual de Campinas), bolsista no Programa de Pós-Graduação em População, Território e Estatísticas Públicas (Programa Nacional de Pós Doutorado / Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior, Escola Nacional de Ciências Estatísticas / Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). Trabalha com questões ligadas à mortalidade e dinâmica demográfica no Brasil e América Latina. Contacto: <alexmanetta@hotmail.com>.
- 2 É doutor em Demografia pelo Centro de Planejamento e Desenvolvimento Regional (Cedeplar) de la Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG). Atualmente é professor no Programa de Pós-Graduação em População, Território e Estatísticas Públicas (ENCE/IBGE) e trabalha com questões ligadas à dinâmica demográfica, gênero e ambiente. Contacto: <jed_alves@yahoo.com.br>.

vislumbrar a perda sistemática de um imenso potencial. Assim, salienta-se a importância de avaliar a dinâmica demográfica em suas interfaces com as condições de sobrevivência dos diversos segmentos que compõem a população, como passo fundamental para a formulação de políticas públicas adequadas ao momento atual.

Palavras-chave: Sobremortalidade juvenil masculina, Causas violentas, Dinâmica demográfica, Hiato de sexo.

the living conditions of the various segments that make up the population, as a fundamental step to the formulation of public policies.

Keywords: Juvenile-male excess mortality, Violent causes, Demographic dynamics, Sex gap.

Introdução

Nas últimas décadas, a região da América Latina e Caribe (ALC) passou por significativas transformações sociais e econômicas, das quais se destaca a transição demográfica, resultado da queda nas taxas de mortalidade e de fecundidade, conforme a clássica descrição de Notestein (1945).

Na ALC, assim como em outras regiões do mundo, a transição demográfica levou a um processo de envelhecimento populacional no qual coortes relativamente volumosas são substituídas por outras menos volumosas, em decorrência da queda nas taxas de fecundidade. Por outro lado, a redução das taxas de mortalidade, sobretudo na população infantil, tem contribuído para a maior longevidade, tendo como consequência o aumento da esperança de vida ao nascer. Como resultados dessa dinâmica, observam-se: a diminuição relativa da população infantil (0-14 anos); a elevação proporcional da população em idade ativa (15-64 anos); e o aumento relativo e absoluto da população idosa (65 anos e mais) (Wong; Moreira, 2000).

A transição da estrutura etária da população ocorre em consonância com outra transição caracterizada pela diminuição efetiva dos óbitos por doenças infecciosas e parasitárias, assim como pelo aumento relativo da mortalidade por causas violentas (homicídios, suicídios e acidentes de transporte) e por doenças não transmissíveis (neoplasias e cardiopatias), em um processo que evidencia estreitas correlações entre as transições demográfica e epidemiológica, sendo a última originalmente descrita por Omran (1971).

Em princípio, o declínio da mortalidade tende a se concentrar seletivamente entre as doenças infecciosas e parasitárias e a beneficiar os grupos etários mais jovens, principalmente as crianças. À medida que aumentam a esperança de vida e o percentual de adultos e idosos, as doenças não transmissíveis e as causas violentas tornam-se as principais causas de morte (Chaimowicz, 1997).

Para além das características teoricamente previstas durante o avanço da transição epidemiológica, inclusive em suas versões reformuladas (Omran, 1998; Rogers; Hackenberg, 1987; Olshansky; Ault, 1986), a análise dos perfis de mortalidade na ALC revela uma elevação sem precedentes dos óbitos por causas violentas, não registrada em países de transição avançada (Prata, 1992; Lussier *et al.*, 2008), sendo que os mais recentes ganhos na esperança de vida ao nascer devem-se às mudanças no padrão da mortalidade que atingem principalmente a população em idades mais avançadas (Vallin; Meslé, 2004; Wilkinson, 1994).

Segundo Waiselfisz (2008), durante os anos 2000, a ALC se destacou como uma região violenta, com elevadíssimos índices de vitimização para a população juvenil masculina (15-24 anos). Entretanto, há países da região com índices relativamente moderados de mortalidade por causas violentas, como o Chile, o Uruguai e a Argentina, por exemplo, fato que expõe uma significativa heterogeneidade interna dos óbitos violentos, segundo país, causas de morte, sexo e idade, conforme demonstrado no decorrer desse artigo para os casos específicos de Brasil e Argentina, no período 2001-2011.

Os diferenciais entre as principais cidades latino-americanas e caribenhas são também significativos. Cardona *et al.* (2008) avaliaram as características da mortalidade violenta em três cidades da América Latina, entre 1990 e 2000: Medellín (Colômbia); Campinas (Brasil); e Córdoba (Argentina). Os resultados demonstraram que os níveis de Medellín superavam notavelmente os de Campinas e Córdoba, em todas as causas estudadas, mas em todas elas foram os homens jovens (15-24 anos) que apresentaram as maiores

taxas de vitimização. Os níveis de mortalidade juvenil por causas violentas de Campinas, por sua vez, eram muito maiores do que os de Córdoba, sobretudo em relação aos homicídios e acidentes de transporte. Isso, no entanto, não ocorreu para os suicídios, cujos níveis de Córdoba eram superiores aos de Campinas.

Não obstante a heterogeneidade na ALC, a mortalidade juvenil por causas violentas mostra-se como uma problemática em expansão, sendo que em determinados países e localidades da região os ganhos potenciais em anos de vida, obtidos a partir das quedas nas taxas de mortalidade infantil, estariam sendo parcialmente anulados, especialmente porque esse tipo de óbito tende a se concentrar nas idades juvenis, o que acarreta perdas significativas na esperança de vida ao nascer, sobretudo entre homens.

Ressalta-se a relevância em realizar um estudo analítico-descritivo capaz de comparar os níveis e a composição da mortalidade violenta em dois países latino-americanos com padrões epidemiológicos distintos, onde a violência tende a provocar impactos também diferenciados na dinâmica demográfica, no que diz respeito tanto às influências na inflexão precoce da razão de sexo quanto à redução na esperança de vida ao nascer.

Alterações demográficas e epidemiológicas recentes no Brasil e na Argentina

Como demonstrado por Chackiel e Schkolnik (2003), a transição demográfica ocorre de maneira diferenciada entre os países, mas, em maior ou menor medida, pode-se dizer que todos os países da ALC têm registrado baixas taxas brutas de mortalidade e de natalidade.

O gráfico 1 apresenta as taxas brutas de natalidade (TBN) e de mortalidade (TBM) para Argentina e Brasil (1950-2010). Nota-se que o Brasil mantinha, em meados do século passado, TBN e TBM relativamente elevadas, que passaram por um rápido declínio. Já a Argentina, no quinquênio 1950-55, registrava TBN e TBM bem mais baixas do que as brasileiras, no entanto, ao demonstrarem uma tendência mais lenta de queda, chegaram ao quinquênio 2005-10 mais elevadas que no Brasil.

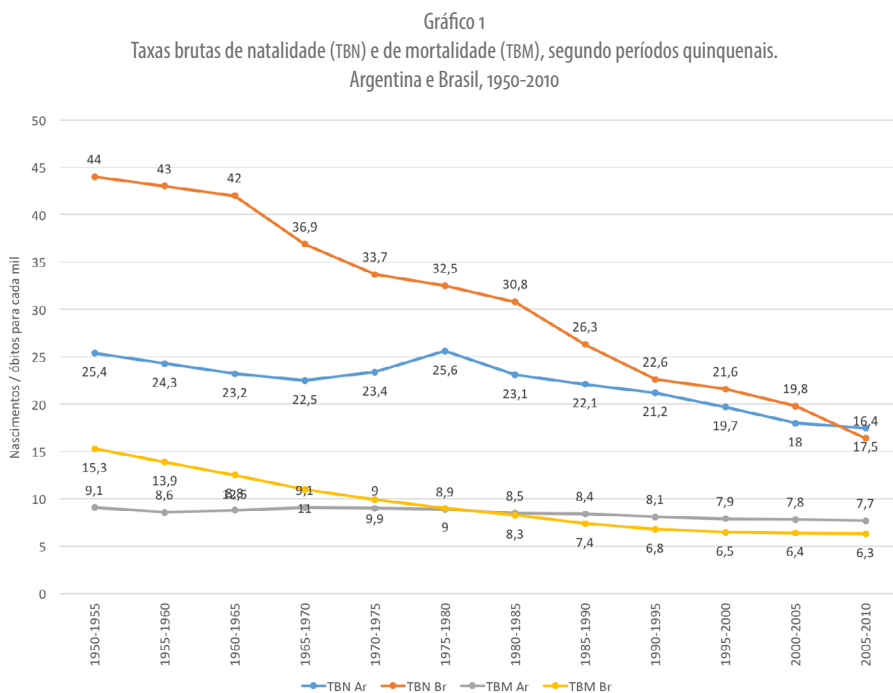
Apesar das diferenças de trajetória de suas respectivas transições demográficas, pode-se dizer que tanto no Brasil quanto na Argentina são observadas tendências de baixo crescimento da população jovem, que em poucas décadas deve se converter em decréscimo, com desaceleração do crescimento da população em idade ativa e crescimento do contingente de idosos, vivenciando processos semelhantes, porém, em níveis e ritmos diferenciados.

Como mencionado, o processo de transição da estrutura etária mantém relações recíprocas com as alterações no padrão de mortalidade da população, sendo fator fundamental para o entendimento da transição epidemiológica, e vice-versa.

No Brasil, o declínio da mortalidade por doenças infecciosas e parasitárias foi registrado a partir da década de 1940, crescendo em relevância os óbitos por doenças não transmissíveis e por causas violentas, fenômeno que se acentuou desde os anos 1980 (Lebrão, 2007; Marangone; Frias, 2001).

A evolução dos anos de vida perdidos (AVP) por causas violentas (1980-2005), no Brasil, teve como traço marcante a concentração nos grupos juvenis masculinos, em particular por homicídio e acidentes de trânsito. Homens com idades entre 15 e 24 anos apresentaram crescimento significativo e persistente de AVP por essas causas específicas, comportamento observado em todas as grandes regiões brasileiras, com exceção do

Sudeste, onde foi verificado declínio no final do período, embora mantendo níveis elevados e concentração no segmento juvenil masculino (Beltrão; Dellasoppa, 2011).



Fonte: *World Population Prospects: the 2012 revision*. Disponível em: <<http://esa.un.org/unpd/wpp/index.htm>>

Cerqueira e Moura (2013) acrescentaram que a maioria das vítimas de homicídio no Brasil, além de homens jovens, tende a ser de cor parda e com baixa escolaridade, sendo, em grande medida, moradores de periferias urbanas.

Minayo (2009) identificou seis características da mortalidade violenta no Brasil, das quais destacam-se duas: as elevadas e crescentes taxas nos últimos 25 anos; e a concentração das mortes por sexo, idade e local de residência.

De forma geral, pode-se dizer que o jovem que morre precocemente por causas violentas na ALC, sobretudo por homicídio, guarda as mesmas características sociais da criança que outrora morria antes de completar um ano de vida: pobre, não branco e residente em áreas com infraestrutura urbana precária (Vieira; Aidar, 2014: 96).

Na Argentina, a queda da mortalidade por doenças infecciosas e parasitárias teve início já no final do século XIX, sendo que por volta de 1916 a mortalidade por doenças não transmissíveis começou a aumentar, em um processo que durou até o início dos anos 1980, quando os óbitos por causas violentas passaram a registrar alta. Os acidentes de transporte se transformaram na principal causa de morte entre jovens, que passaram a sofrer também com a elevação da incidência de suicídios e homicídios (Curto *et al.*, 2001).

As taxas de mortalidade para homens jovens argentinos aumentaram entre 1990 e 2001. Os acidentes de transporte permaneceram como a principal causa de morte entre jovens, sendo o homicídio e o suicídio problemas crescentes, já que apresentaram aumentos significativos em suas taxas (Serfaty *et al.*, 2007; Álvarez, 2002).

Entre 2000 e 2010, os acidentes de transporte seguiram como a principal causa de óbito violento na Argentina, com os homens jovens (20-24 anos) permanecendo como o segmento mais comprometido. Com relação às mulheres, o grupo mais afetado também correspondeu à faixa etária de 20 a 24 anos (Escanés, 2014).

No caso específico da Argentina, apesar da mortalidade por causas violentas não alcançar os níveis registrados no Brasil, pode-se observar também a importância adquirida na perda prematura de vidas, na queda da esperança de vida e na consolidação de um hiato por sexo, já que tende a ocorrer principalmente entre homens jovens.

Por isso, segue uma discussão a respeito da sobremortalidade juvenil masculina e suas influências na dinâmica demográfica, tendo como principal consequência a inflexão precoce na razão de sexo a partir de idades adultas, tanto no Brasil quanto na Argentina.

Sobremortalidade juvenil masculina e inflexão precoce na razão de sexo

O gráfico 2 ilustra importantes quedas nas taxas de mortalidade infantil e significativos ganhos na esperança de vida ao nascer, por sexo e períodos quinquenais (1950-2010), tanto na Argentina quanto no Brasil. Notam-se, em todo o período, taxas de mortalidade infantil mais elevadas para o sexo masculino, fato que incide fortemente no registro de maiores esperanças de vida ao nascer para as mulheres. Observam-se, maiores taxas de mortalidade infantil no Brasil, com relação à Argentina, para ambos sexos, durante todo o período.

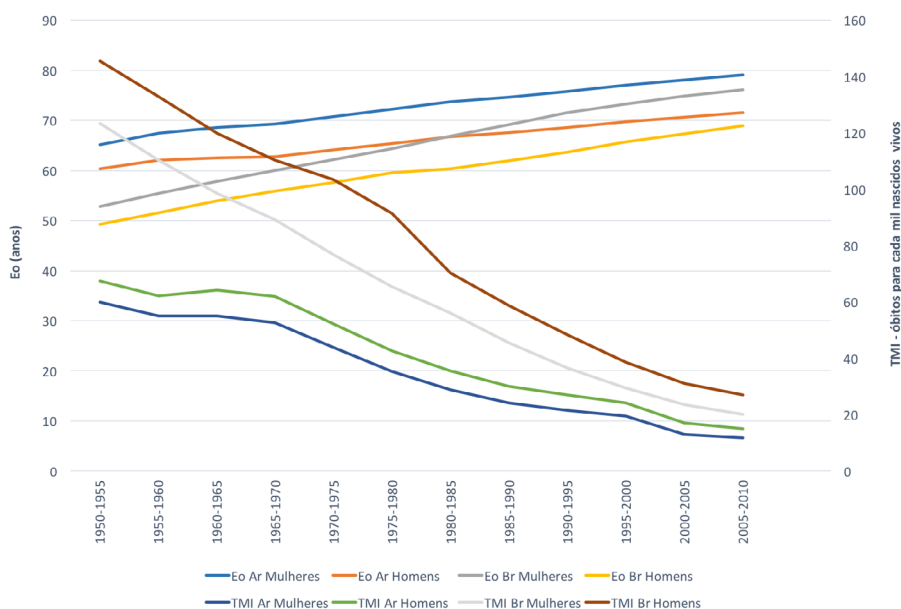
No quinquênio 1950-55, a esperança de vida ao nascer, na Argentina, era de 60,4 anos para os homens e 65,1 anos para as mulheres (diferença de 4,7 anos), enquanto no Brasil correspondia a, respectivamente, 49,3 e 52,8 anos (diferença de 3,5 anos). Já no final do período (2005-10), os valores registrados foram significativamente mais elevados: 79,1 anos para mulheres e 71,6 anos para homens, na Argentina; e 76,1 e 68,9 anos, respectivamente, para mulheres e homens, no Brasil. Os diferenciais por sexo, que no quinquênio 1950-55 eram maiores na Argentina, aumentaram com tendência à convergência, chegando a 7,5 anos na Argentina e 7,2 anos no Brasil, em 2005-10 (gráfico 2).

É interessante notar que no Brasil, mais do que na Argentina, essa ampliação da diferença da esperança de vida ao nascer entre os sexos deve-se, muito provavelmente, ao impacto das mortes por causas violentas, conforme será demonstrado no desenvolvimento desse texto.

Tanto na Argentina quanto no Brasil, embora a razão de sexo ao nascer esteja atualmente na casa dos 104 e 105 meninos para cada 100 meninas, respectivamente (*World Population Prospects: The 2012 Revision*), nota-se uma inversão precoce³ na razão de sexo, com crescente excedente feminino a partir de grupos etários adultos, fato que pode ser explicado, sobretudo, pelos diferenciais por sexo nas taxas de mortalidade, desde as primeiras idades até as faixas etárias juvenis, quando esses diferenciais se elevam enormemente por conta dos óbitos violentos.

3 O adjetivo “precoce” foi utilizado em relação ao processo de inflexão da razão de sexo no Brasil e na Argentina (2010), já que ocorreu em grupos etários relativamente jovens (30 a 34 e 35 a 39 anos, respectivamente), quando comparados a países de transição demográfica e epidemiológica adiantadas, onde a mortalidade de homens jovens por causas violentas não é considerada uma questão de saúde pública, como Canadá (2010), por exemplo, onde essa inflexão só ocorreu no grupo etário de 45 a 49 anos. Fonte: United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division (2015), *World Population Prospects: the 2015 revision*, DVD Edition.

Gráfico 2
Esperança de vida ao nascer (Eo) e taxas de mortalidade infantil (TMI), segundo sexo e períodos quinquenais.
Argentina e Brasil, 1950-2010



Fonte: *World Population Prospects: the 2012 revision*. Disponível em: <<http://esa.un.org/unpd/wpp/index.htm>>

O gráfico 3 mostra os percentuais do excedente de homens ou de mulheres por grupos quinquenais de idade, em 2010. Na Argentina os percentuais registrados do excedente masculino eram maiores do que no Brasil, nos primeiros grupos etários (0-4, 5-9 e 10-14 anos) e só se converteram em um ligeiro excedente feminino a partir da faixa etária de 35 a 39 anos, tornando-se mais evidente a partir do grupo de 40 a 44 anos.

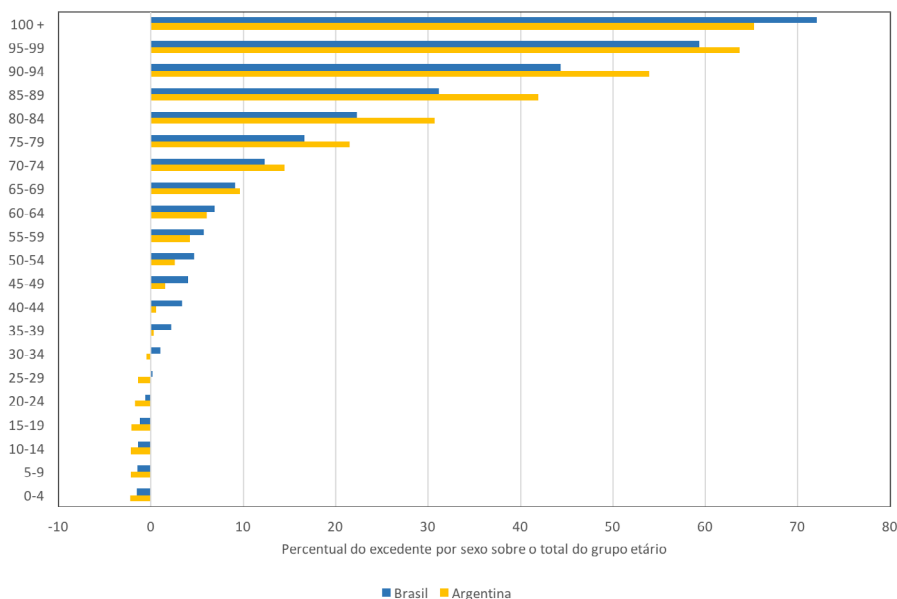
No Brasil, o excedente masculino passa a ser notavelmente menor já a partir do grupo de 15 a 19 anos e o excedente feminino aparece precocemente a partir da faixa de 25 a 29 anos, e de maneira abrupta já a partir do grupo etário de 30 a 34 anos (gráfico 3).

Desequilíbrios na razão de sexo em idades jovens ocorreram também em outras regiões e em outros momentos históricos, normalmente em decorrência de conflitos armados. No entanto, esse fato tem se revelado como um padrão sistematicamente registrado no continente latino-americano, durante as últimas décadas (Vieira; Aidar, 2014: 99), tornando-se excepcionalmente evidente em países como o Brasil, onde são elevadíssimas as taxas de mortalidade por causas violentas entre homens jovens.

Na Argentina, as taxas de mortalidade por causas violentas, embora sejam relativamente menores, também representam um grave problema social e de saúde pública, com consequências visíveis, inclusive, na dinâmica da população.

Para além das tragédias pessoais e familiares que a sobremortalidade juvenil masculina representa, a vitimização de significativos volumes de homens jovens por causas violentas constitui um grave problema econômico, pois influi nas condições de desenvolvimento das sociedades, acarretando elevado custo monetário, além dos mencionados custos em termos de bem-estar social e de esperança de vida ao nascer (Cerqueira; Moura, 2013).

Gráfico 3
 Percentual do excedente de mulheres (à esquerda) e de homens (à direita), segundo grupos quinquenais de idade.
 Argentina e Brasil, 2010



Fonte: Celade/CEPAL - *Revisión 2014. Base de datos de población*.

Disponível em: <http://www.eclac.cl/celade/proyecciones/basedatos_BD.htm>

90

Año 9
Número 17

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2015

Evidentemente a migração internacional pode ter uma efetiva contribuição na formação do excedente feminino a partir de idades adultas, tanto no Brasil quanto na Argentina, desde que haja uma forte seletividade no processo migratório com a constituição de saldos migratórios negativos no que diz respeito à população masculina. Como não há modo de mensurar os saldos migratórios internacionais e sua composição por sexo e idade, não é possível medir seu impacto na estrutura da população. Em todo caso considera-se que, mesmo havendo um saldo migratório internacional negativo de homens jovens e adultos, seu volume não seria suficientemente grande para impactar de forma significativa a estrutura da população.

Conclui-se, portanto, que a principal explicação para a inflexão precoce na razão de sexo, tanto no Brasil quanto na Argentina, deve ser buscada precisamente na sobremortalidade masculina, notada desde as taxas de mortalidade infantil e que se acentua enormemente a partir das idades entre 15 e 19 anos, devido às causas violentas.

Essa constatação motivou uma análise descritiva dos registros e indicadores da mortalidade violenta, por sexo, faixa etária e grupos de causas, para Argentina e Brasil, no período de 2001 a 2011.

Materiais e métodos

A análise detalhada da violência encontra limites nas bases de dados disponíveis, que dizem respeito, sobretudo, às fatalidades. No entanto, os dados disponíveis fornecem indicadores capazes de auxiliar na identificação das principais tendências e dos grupos populacionais sob riscos de vitimização mais elevados (Yunes, 2001).

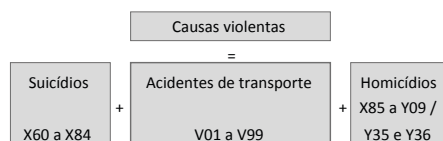
Vários indicadores são habitualmente empregados para o cálculo da mortalidade, pois cada um deles pode medir aspectos específicos do mesmo fenômeno (Arriaga, 1996). Nesse artigo, são utilizadas taxas de mortalidade (TM) por causas violentas padronizadas⁴ pela estrutura etária, assim como taxas específicas de mortalidade (TEM), calculadas por sexo, grupos quinquenais de idade e grupos de causas, para Brasil e Argentina.

Os impactos da mortalidade violenta na dinâmica demográfica são mensurados por meio dos seguintes indicadores: esperança de vida ao nascer (Eo); AVP; e taxas de variação dos AVP (%), por sexo, faixa etária e grupos de causas, para Brasil e Argentina, no período de 2001 a 2011.

As bases de dados utilizadas são os registros oficiais de óbitos disponibilizados pelo Ministério da Saúde/Sistema de Informações sobre Mortalidade (MS/SIM), para o Brasil, e pela World Health Organization/Pan American Health Organization (WHO/PAHO), para a Argentina, ambos classificados segundo a décima revisão da *Classificação Internacional de Doenças* (CID-10). As causas violentas de mortalidade e os grupos de causas – homicídios, acidentes de transporte e suicídios – foram classificados por capítulos, conforme mostra a figura 1.

Quanto à cobertura e qualidade dos registros de óbitos por causas violentas no Brasil, considera-se uma tendência de melhoria, especialmente a partir dos anos 2000 e nas regiões onde havia, em décadas anteriores, maiores problemas de sub-registro (Paes, 2005), embora existam evidências de que uma parcela significativa dos homicídios, em algumas localidades como o município do Rio de Janeiro, por exemplo, tenha sido classificada como “óbitos cuja intenção é indeterminada” (Cerqueira, 2012).⁵

Figura 1
Subgrupos de causas violentas de mortalidade segundo categorias CID-10



Fonte: Classificação Internacional de Doenças (CID-10).

Apesar dos prováveis problemas de registro e de classificação dos óbitos disponibilizados pelo Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (Datasus), que ainda persistem no Brasil, são consideradas sua utilidade e relativa confiabilidade na observação das principais tendências da mortalidade violenta no período avaliado, sendo que o mesmo é observado para o caso do registro de óbitos violentos na Argentina, disponibilizados pela PAHO/WHO.

4 As taxas de mortalidade (TM) foram padronizadas por estrutura etária, utilizando-se uma população fictícia, obtida a partir do cálculo da distribuição média da população do Brasil e da Argentina somadas, para o ano de 2005, por grupos quinquenais de idade. A população do Brasil e da Argentina, para 2005, por sua vez, foi estimada por método de interpolação, a partir dos resultados dos Censos Demográficos IBGE (2000 e 2010) e Indec (2001 e 2010).

5 Apesar de os óbitos por intenção indeterminada representarem percentuais significativos das mortes por causas violentas (5,7% na Argentina e 4,9 % no Brasil), em 2011, sua análise detalhada não foi incluída nesse estudo, mais por conta da sua atual extensão do que em função de sua própria relevância.

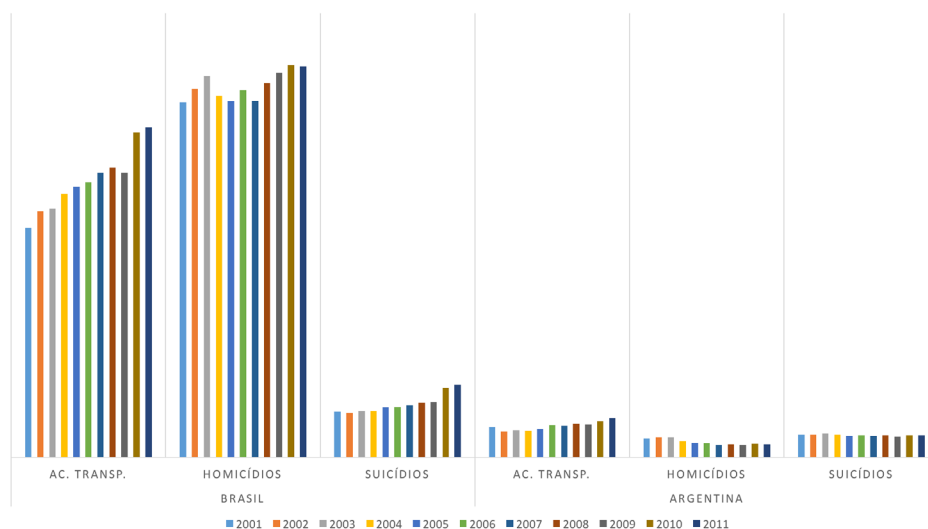
Já os dados sobre volume e composição da população provêm do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) (Censos Demográficos 2000 e 2010 e Projeção da População 2011) e do Instituto Nacional de Estadística y Censos (Indec) (Censos Demográficos 2001 e 2010 e Projeção da População 2011), sendo que os volumes da população utilizados para o cálculo de taxas nos períodos intercensitários foram estimados pelo método de interpolação.

A análise conjunta dos dados demográficos e da bibliografia citada, apresentados nos primeiros itens desse artigo, e dos dados e indicadores de mortalidade por causas violentas, contidos no item subsequente, constitui os subsídios para a discussão e as considerações finais apresentadas.

Resultados e discussão

Os volumes de óbitos violentos por grupos de causas e sua evolução entre 2001 e 2011, para Brasil e Argentina, podem ser visualizados no gráfico 4, atribuídos tanto à dimensão da população residente em cada um dos países avaliados quanto ao diferencial das taxas de mortalidade registradas, conforme descrição apresentada na sequência do texto. Os homicídios respondem pelo maior número de óbitos violentos no Brasil, ficando os acidentes de transporte e os suicídios em segundo e terceiro lugares, respectivamente. Na Argentina, o conjunto de óbitos violentos é composto, principalmente, pelos acidentes de transporte, pelos suicídios e depois pelos homicídios, configurando-se composições diferenciadas da mortalidade por causas violentas.

Gráfico 4
Óbitos violentos, segundo grupos de causas
Argentina e Brasil, 2001-2011



Fonte: Ministério da Saúde/Sistema de Informações sobre Mortalidade (MS/SIM); World Health Organization/Pan American Health Organization (WHO/PAHO)

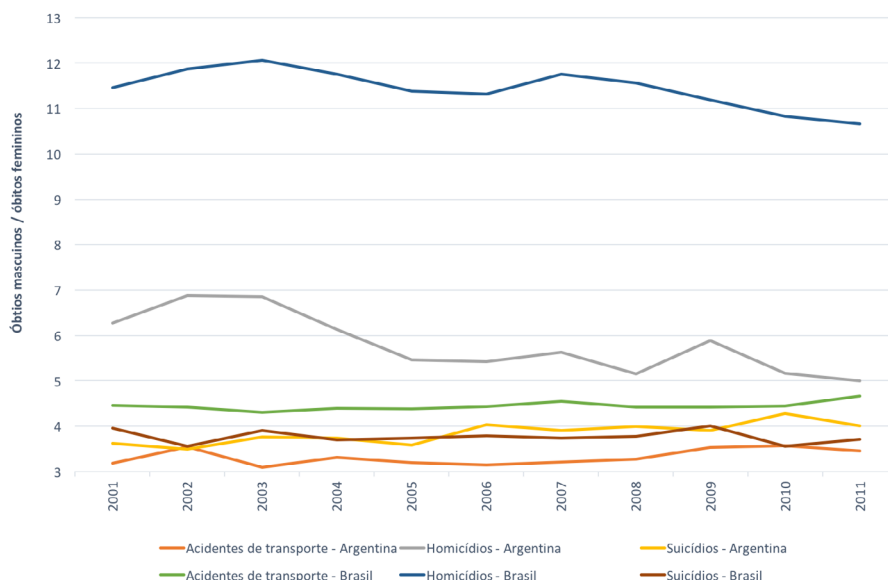
No Brasil, houve um aumento significativo no registro de óbitos violentos, passando de quase 87 mil, em 2001, para mais de 107 mil, em 2011, com um crescimento de 2,6% ao ano, mantendo-se o homicídio como a principal causa. Desagregando os dados por grupos de causas, verifica-se que, no período analisado, os homicídios cresceram 1,0% ao ano, os suicídios ampliaram-se em 5,9 % e os óbitos por acidentes de transporte aumentaram 4,4 % (Fonte: MS/SIM).

Na Argentina, os óbitos violentos também se ampliaram no período, passando de 9.738, em 2001, para 10.104, em 2011, representando uma taxa de crescimento de 0,4% ao ano. Entre as causas de óbito violento, a única que registrou aumento foi aquela por acidentes de transporte (3,0% ao ano), ao passo que os homicídios e os suicídios apresentaram decréscimos de 3,0% e 0,3% ao ano, respectivamente (Fonte: PAHO/WHO).

A mortalidade por causas violentas, tanto no Brasil quanto na Argentina, tem viti-mizado, sobretudo, homens. Tal fato é ilustrado pelas elevadas razões de sexo dos óbitos, sendo que: valores maiores que 1 indicam predominância de óbitos masculinos; valores menores que 1 mostram predominância de óbitos femininos; e valores iguais a 1 representam equivalência entre o volume óbitos masculinos e femininos (gráfico 5).

Em ambos os países destacam-se as razões de sexo dos homicídios, que alcançaram valores significativos, chegando a mais de 12 óbitos masculinos para cada óbito feminino no Brasil, em 2003. Os suicídios e os acidentes de transporte apresentaram razões sempre maiores de três, durante todo o período analisado, fato que demonstra a sobremortalidade masculina por óbitos violentos, para todas as causas, tanto para o Brasil quanto para a Argentina (gráfico 5).

Gráfico 5
Razão de sexo dos óbitos violentos, segundo grupos de causas
Argentina e Brasil, 2001-2011



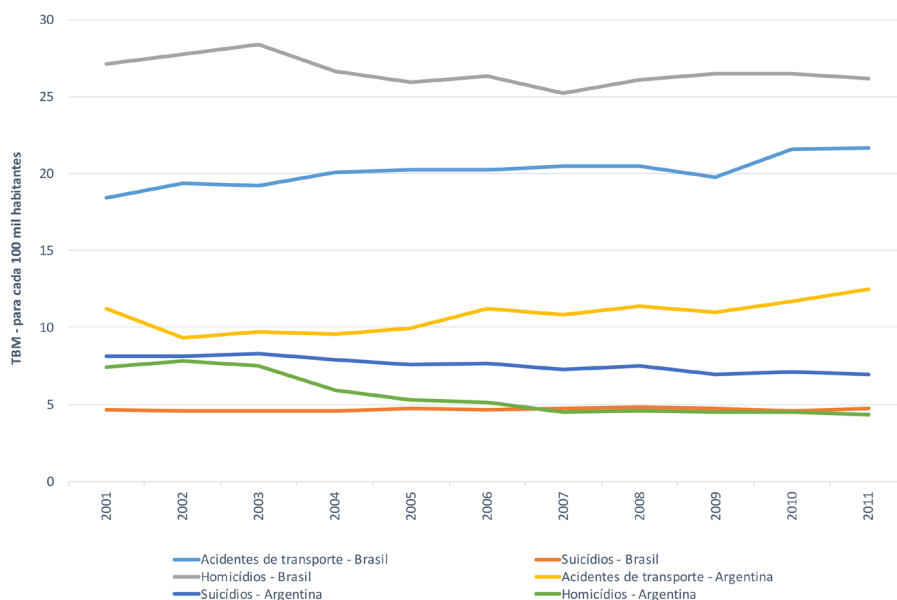
Fonte: MS/SIM; /PAHO

No que diz respeito às taxas de mortalidade (TM) por causas violentas, para ambos os sexos, notam-se valores maiores para a população brasileira em relação à argentina, para os homicídios e acidentes de transporte. Já o suicídio é mais elevado no caso da população argentina (gráfico 6).

Mensurando as TM por causas violentas, segundo o sexo, verifica-se como as taxas da população total são influenciadas pelas taxas referentes aos homens, vista a semelhança entre o formato das curvas para cada grupo de causas, com diferenças marcantes, mas, no que diz respeito aos níveis, bem mais elevados para os homens do que para a população total, tanto na Argentina quanto no Brasil (gráficos 6 e 7).

No caso dos homens brasileiros, embora as taxas tenham oscilado, as TM por homicídio se mantiveram em níveis elevadíssimos, próximos dos 50 óbitos por 100 mil habitantes, durante todo o período analisado. As TM por acidentes de transporte também permaneceram em níveis altos, com crescimento persistente entre 2001 e 2007, uma leve queda entre 2008 e 2009 e uma significativa elevação no final do período, alcançando 36,7 óbitos por 100 mil habitantes em 2011. Já as TM por suicídio se mostraram praticamente estáveis, chegando no final do período em um nível levemente superior ao registrado no início do período: 7,6 e 7,7 óbitos por 100 mil habitantes, respectivamente, em 2001 e 2011 (gráfico 7).

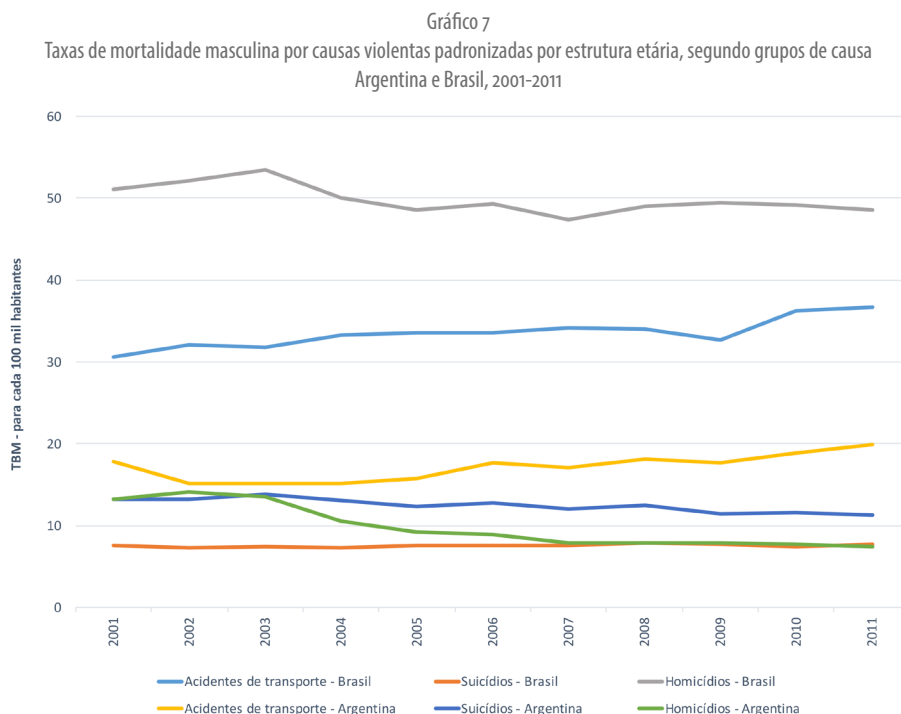
Gráfico 6
Taxas de mortalidade por causas violentas padronizadas por estrutura etária, segundo grupos de causas
Argentina e Brasil, 2001-2011



Fonte: MS/SIM; WHO/PAHO; IBGE (Censos Demográficos 2000 e 2010 e Projeção da População 2011); Indec (Censos Demográficos 2001 e 2010 e Projeção da População 2011).

Com relação à mortalidade violenta da população masculina argentina, o destaque fica para as TM por acidentes de transporte. Embora seu registro seja bem menos intenso do que no caso brasileiro, suas taxas superam as TM por homicídio e por suicídio. As TM por acidentes de transporte registraram oscilação no período, com queda entre 2001 e

2004 e aumento persistente a partir de 2005, chegando a 20 óbitos por 100 mil habitantes em 2011. Já as TM por suicídio, segundo grupo de causas de morte violenta entre homens na Argentina, apresentaram queda no período, chegando a 7,7 óbitos por 100 mil habitantes em 2011. As TBM por homicídio registraram as mais intensas quedas, passando de 13,5 para 7,4 óbitos por 100 mil habitantes, entre 2003 e 2011 (gráfico 7).



Fonte: MS/SIM; WHO/PAHO; IBGE (Censos Demográficos 2000 e 2010 e Projeção da População 2011); Indec (Censos Demográficos 2001 e 2010 e Projeção da População 2011)

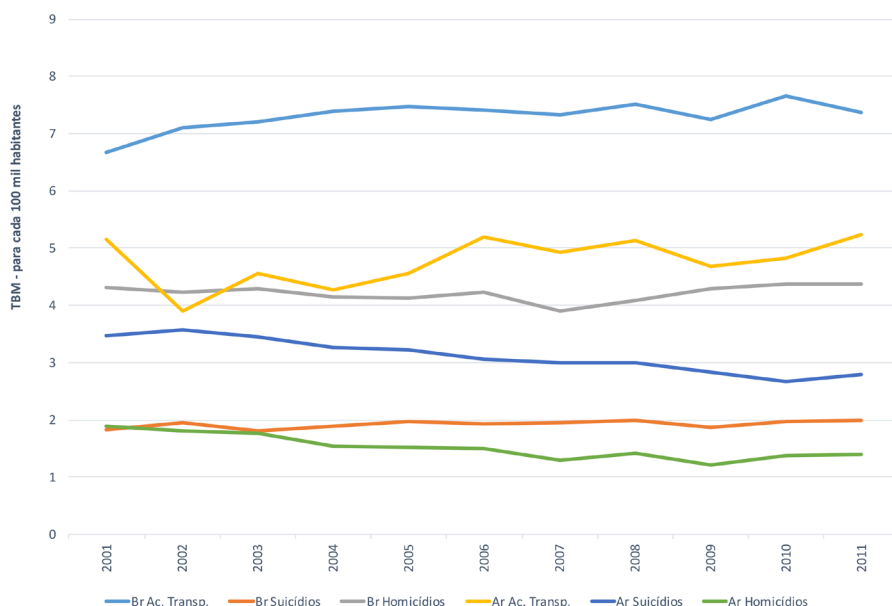
No que diz respeito às TM por óbitos violentos da população feminina brasileira, apesar das oscilações, nota-se uma tendência de crescimento para todas as causas, principalmente por acidentes de transporte, que passaram de 6,7 para 7,4 óbitos por 100 mil habitantes, entre 2001 e 2011, mantendo-se como a principal causa. Já as TM por suicídio passaram de 1,8 para 2,0 óbitos por 100 mil habitantes e as TM por homicídio variaram de 4,3 para 4,4 óbitos por 100 mil habitantes, no período estudado (gráfico 8).

Quanto à mortalidade por causas violentas da população feminina argentina, nota-se decréscimo, entre 2001 e 2011, das TM por homicídio (de 1,9 para 1,4 *óbito* por 100 mil habitantes) e por suicídio (de 3,5 para 2,8 *óbitos* por 100 mil habitantes), ao passo que as TM por acidentes de transporte, após uma série de oscilações, chegaram ao final do período (2011) em um nível similar àquele registrado em 2001 (5,2 *óbitos* por 100 mil habitantes), mantendo-se como a principal causa de morte violenta (gráfico 8).

A essa análise possibilitada pelas TM, acrescenta-se uma avaliação a partir das taxas específicas de mortalidade (TEM), por sexo, faixa etária e grupos de causas, para Brasil e Argentina, no início e no final do período (2001 e 2011).

Gráfico 8

Taxas de mortalidade feminina por causas violentas padronizadas por estrutura etária, segundo grupos de causas
Argentina e Brasil, 2001-2011



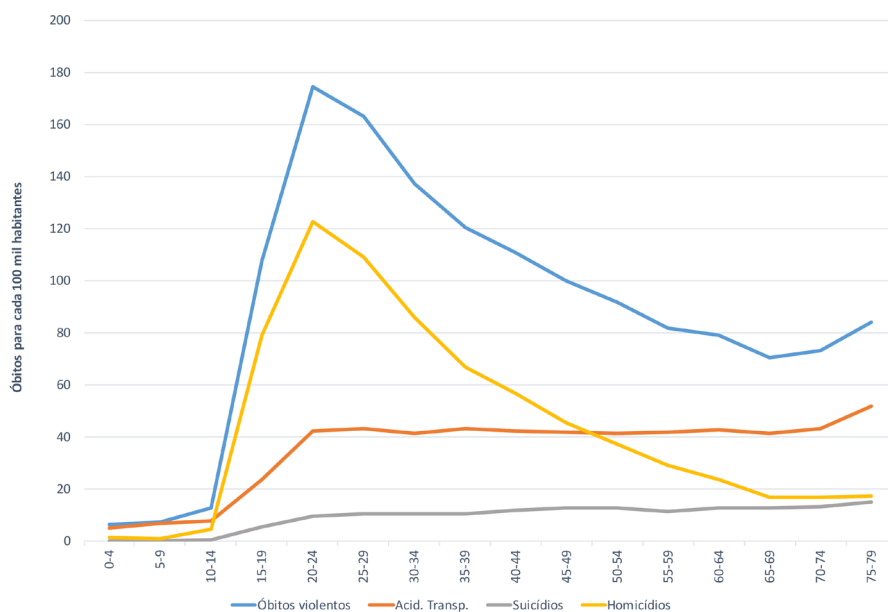
Fonte: MS/SIM; WHO/PAHO; IBGE (Censos Demográficos 2000 e 2010 e Projeção da População 2011); Indec (Censos Demográficos 2001 e 2010 e Projeção da População 2011).

As TEM da população masculina brasileira revelam que os óbitos violentos têm intensidade elevada a partir do grupo etário de 15 a 19 anos, sobretudo por homicídio, com pico na faixa dos 20 a 24 anos. As TEM por causas violentas dos homens com idade entre 20 e 24 anos chegaram a 174,3 óbitos por 100 mil habitantes, em 2001, e a 183,3 óbitos por 100 mil habitantes, em 2011, com elevação também para outros grupos etários jovens (15 a 19 e 25 a 29 anos) (gráficos 9 e 10).

Depois do pico das TEM por causas violentas da população masculina brasileira, referente ao grupo etário de 20 a 24 anos, as taxas tendem a um decréscimo à medida que a idade avança, até registrarem um novo aumento a partir dos grupos de 65 a 69 anos, em 2001, e 70 a 74 anos, em 2011, devido à elevação dos óbitos por acidentes de transporte. Entre 2001 e 2011, a estrutura etária da mortalidade por causas violentas não se alterou substancialmente, apesar de as TEM demonstrarem crescimento para todos os grupos etários, por conta do aumento das mortes por acidentes de transporte. As TEM por homicídios apresentaram relativa diminuição, principalmente no caso dos grupos etários com maior risco de vitimização (15-19, 20-24 e 25-29 anos), embora se mantendo em níveis elevados. Já as TEM por suicídio permaneceram relativamente estáveis entre o início e o final do período (gráficos 9 e 10).

Gráfico 9

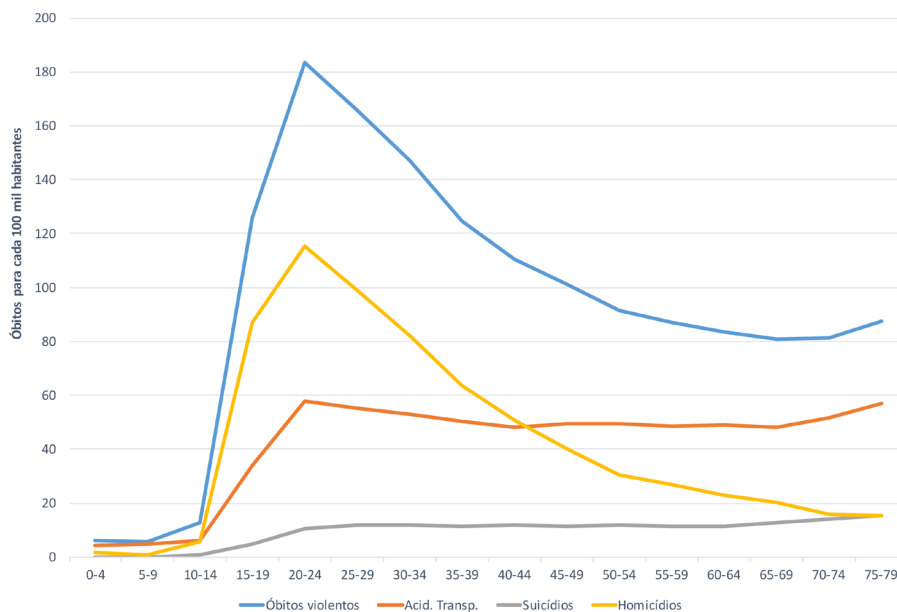
Taxas específicas de mortalidade masculina, por faixa etária, segundo grupos de causas. Brasil, 2001



Fonte: MS/SIM; IBGE (Censo Demográfico 2000)

Gráfico 10

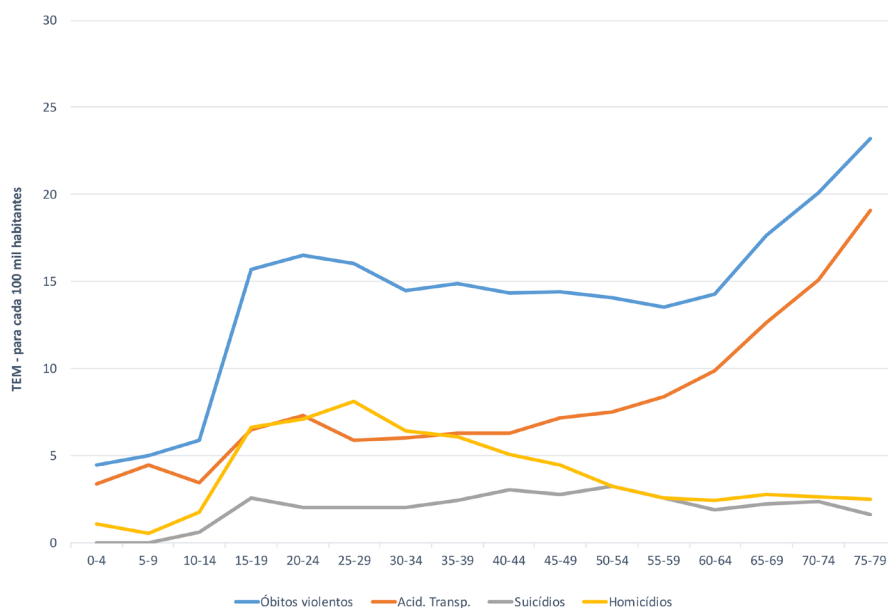
Taxas específicas de mortalidade masculina, por faixa etária, segundo grupos e causas. Brasil, 2011



Fonte: MS/SIM; IBGE (Projeção da População 2011)

Já as TEM por óbitos violentos da população feminina brasileira revelaram uma vitimização mais acentuada entre as mulheres idosas, em relação aos outros grupos etários, sobretudo por acidentes de transporte, tanto em 2001 quanto em 2011, apesar de os óbitos violentos entre mulheres jovens (15-19, 20-24 e 25-29 anos) representarem volumes⁶ mais expressivos. Nota-se, entretanto, entre 2001 e 2011, um acréscimo na incidência de óbitos violentos entre mulheres jovens, especificamente nos grupos de 20 a 24 e 25 a 29 anos, que são aqueles que registraram as maiores TEM por homicídio e elevação significativa das TEM por acidentes de transporte (gráficos 11 e 12).

Gráfico 11
Taxas específicas de mortalidade feminina, por faixa etária, segundo grupos de causas. Brasil, 2001



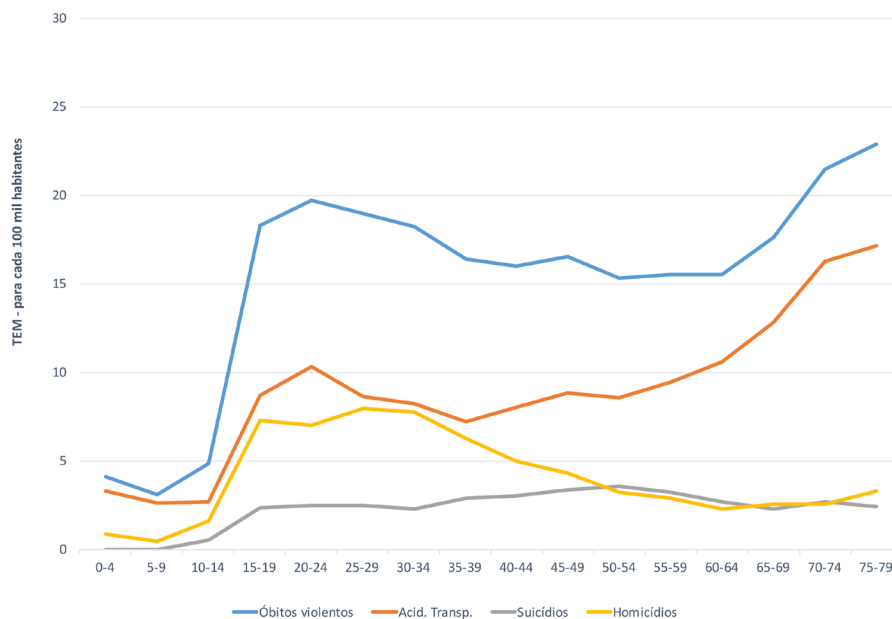
Fonte: MS/SIM; IBGE (Censo Demográfico 2000)

Na Argentina, as TEM por causas violentas se apresentaram relativamente elevadas para a população juvenil masculina, sobretudo, nos grupos de 15 a 19, 20 a 24 e 25 a 29 anos, devido à conjunção entre a incidência de homicídios e de acidentes de transporte, em 2001, e aos acidentes de transporte, em 2011 (gráficos 13 e 14). Depois da elevação das taxas para os grupos jovens, as TEM tendem a decrescer, demonstrando novo aumento a partir das idades de 45 a 49 anos, em 2001, e 60 a 64 anos, em 2011, em função do crescimento das TEM por suicídio e acidentes de transporte. Nota-se que, apesar da elevação da mortalidade por causas violentas para homens jovens, entre 2001 e 2011, as TEM para os outros grupos etários diminuíram entre o início e o final do período, devido a reduções nas TEM por suicídio e homicídio.

6 Pela própria composição da população, os grupos etários juvenis (15-19 e 20-24 anos), ainda que não registrem as mais elevadas TEM por causas violentas, representam maiores volumes de óbitos.

Gráfico 12

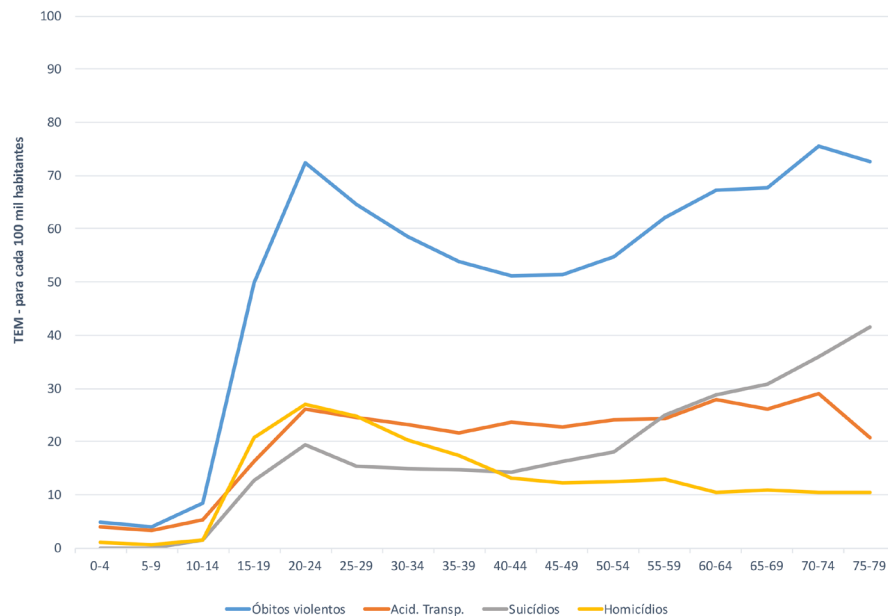
Taxas específicas de mortalidade feminina, por faixa etária, segundo grupos de causas. Brasil, 2011



Fonte: MS/SIM; IBGE (Projeção da População 2011)

Gráfico 13

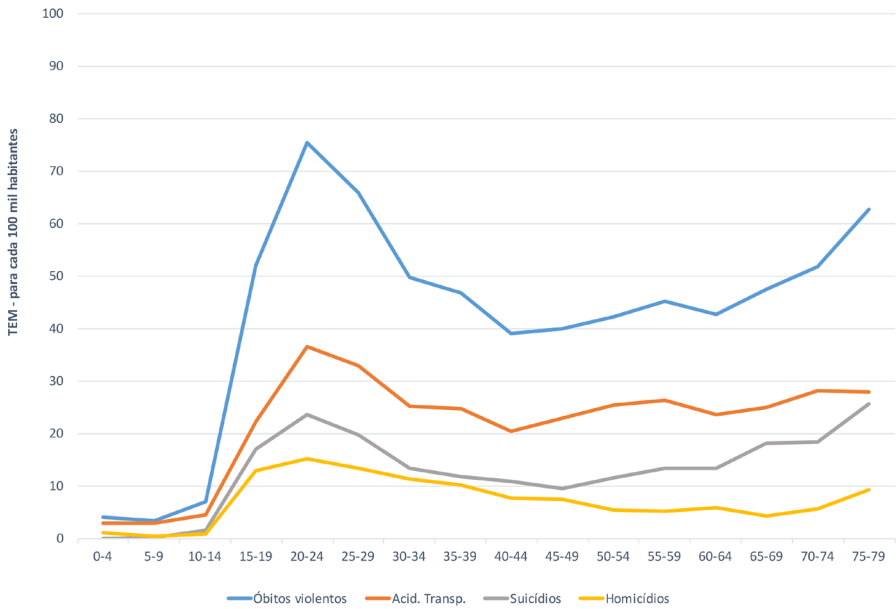
Taxas específicas de mortalidade masculina, por faixa etária, segundo grupos de causas. Argentina, 2001



Fonte: WHO/PAHO; Indec (Censo Demográfico 2001)

Gráfico 14

Taxas específicas de mortalidade masculina, por faixa etária, segundo grupos de causas. Argentina, 2011



Fonte: WHO/PAHO; Indec (Projeção da População 2011)

100

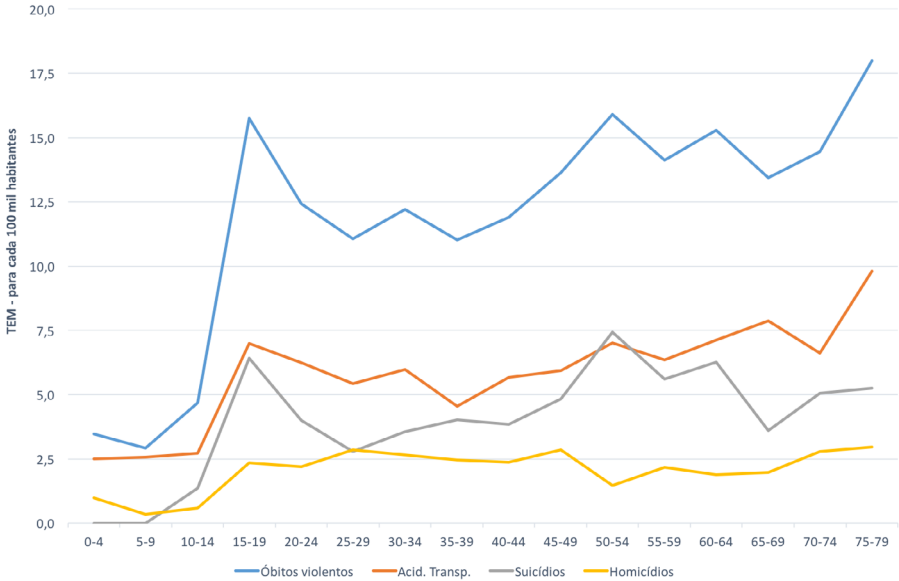
Año 9
Número 17

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2015

Gráfico 15

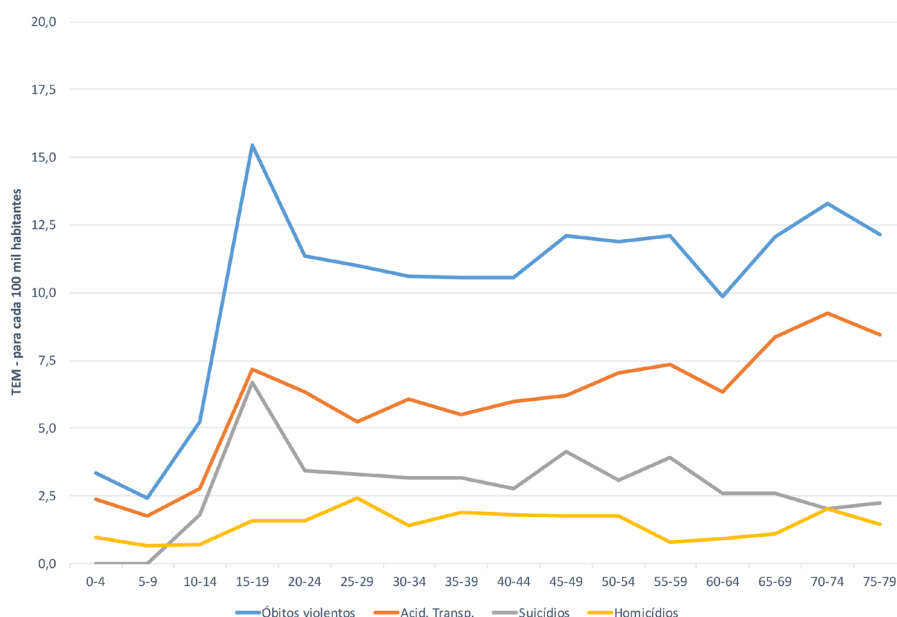
Taxas específicas de mortalidade feminina, por faixa etária, segundo grupos de causas. Argentina, 2001



Fonte: WHO/PAHO; Indec (Censo Demográfico 2001)

Gráfico 16

Taxas específicas de mortalidade feminina, por faixa etária, segundo grupos de causas. Argentina, 2011



Fonte: /PAHO; Indec (Projeção da População 2011)

Com relação à população feminina argentina, nota-se que as TEM por causas violentas são mais influenciadas pelos acidentes de transporte e suicídios, como causas principais para todos os grupos de idade, tanto em 2001 quanto em 2011. As TEM por causas violentas, em 2001, não se concentraram entre as faixas etárias jovens, já que também se apresentaram elevadas para grupos etários maduros (50-54, 60-64 e 75-79 anos). Em 2011, as TEM se mostraram um pouco mais concentradas entre as mulheres jovens (15-19, 20-24 e 25-29 anos), embora praticamente nos mesmos níveis de 2001, já que para os grupos etários subsequentes as taxas são relativamente menores (gráficos 15 e 16).

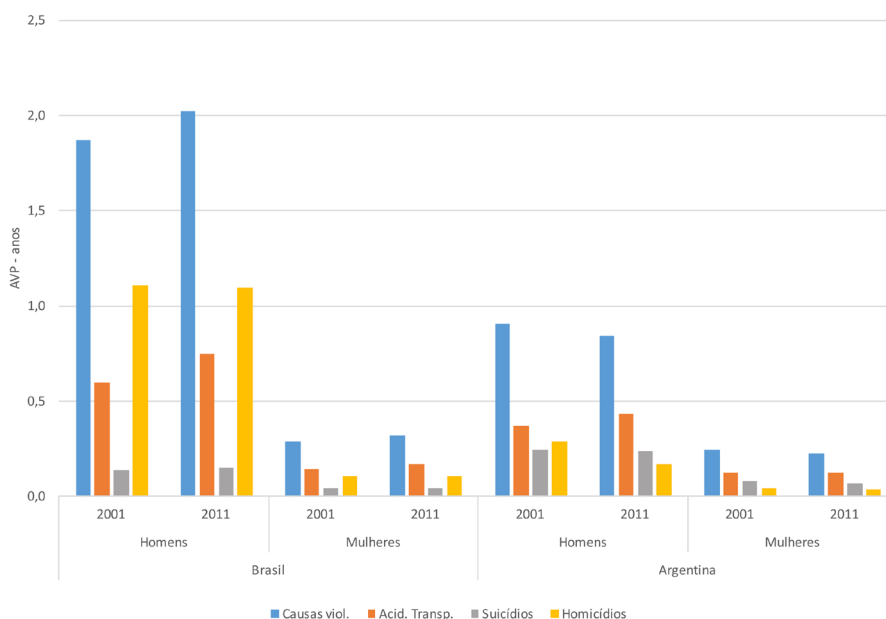
A análise das TM padronizadas e das TEM por causas violentas da população, por sexo, no Brasil e na Argentina (2001-2011), em linhas gerais, revelam: maior incidência da mortalidade violenta no Brasil em relação à Argentina; maior incidência da mortalidade violenta entre homens, nos dois países; maior volume de óbitos de jovens, para ambos sexos e países; e predominância de óbitos violentos masculinos em todo o período e em todos os subgrupos de causas, sobretudo, por homicídio.

Essas considerações levam a crer que a mortalidade por causas violentas tende a gerar impactos mais significativos na dinâmica da população brasileira, embora sejam esperadas consequências também na dinâmica demográfica argentina.

O diferencial entre a esperança de vida ao nascer, considerando-se o total de óbitos registrados, e a esperança de vida ao nascer, excluindo-se as mortes violentas, permite uma primeira aproximação com relação aos impactos da mortalidade violenta na população do Brasil e da Argentina, mensurados em anos de vida perdidos (AVP), por sexo, no início e no final do período (2001 e 2011).

Gráfico 17

Anos de vida perdidos, por sexo, segundo grupos de causas violentas. Argentina e Brasil, 2001-2011



Fonte: MS/SIM; WHO/PAHO; IBGE (Censos Demográficos 2000 e 2010 e Projeção da População 2011); Inec (Censos Demográficos 2001 e Projeção da População 2011)

102

Ano 9
Número 17

Segundo
semestre

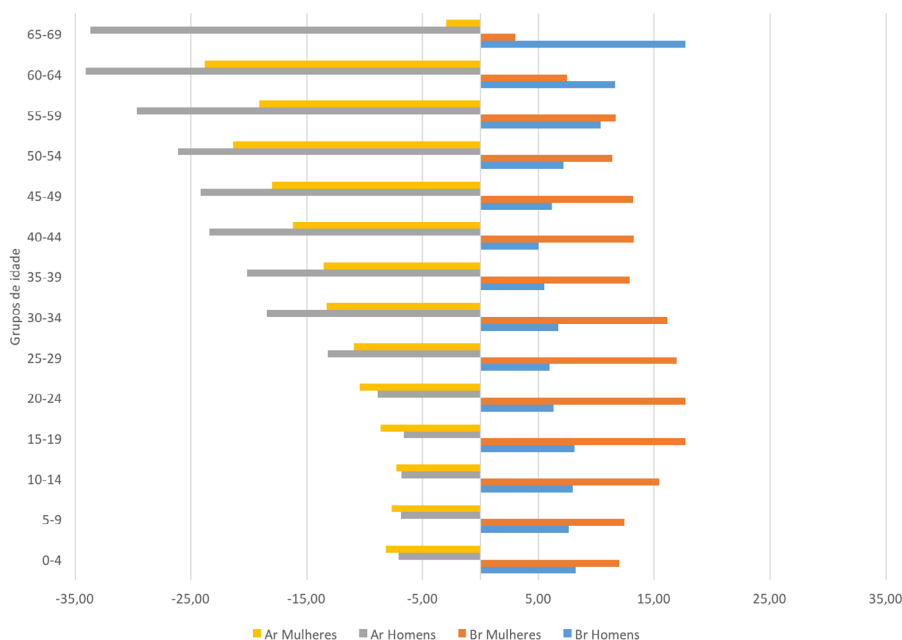
Julio
a diciembre
de 2015

Conforme o esperado, a população masculina brasileira apresentou os maiores valores em AVP por causas violentas⁷, tanto em 2001 (1,87) quanto em 2011 (2,02), principalmente por conta dos homicídios. Já para os homens argentinos, os AVP por causas violentas foram menores (0,90 e 0,84, em 2001 e 2011, respectivamente), com destaque para os acidentes de transporte. Para a população feminina brasileira, foram registrados 0,29 (2001) e 0,32 (2011) AVP, valores mais elevados do que os observados para a população feminina da Argentina (0,24 em 2001 e 0,22 em 2011), com maior incidência de acidentes de transporte. Nota-se, entre 2001 e 2011, uma tendência de elevação dos AVP por causas violentas no Brasil, tanto para homens quanto para mulheres, ao passo que na Argentina verifica-se tendência de decréscimo dos AVP, para ambos os sexos (gráfico 17).

O gráfico 18 mostra as taxas de variação percentual dos AVP por causas violentas, por sexo e grupos de idade. No Brasil, são observadas variações positivas para ambos os sexos e para todos os grupos etários, com destaque para a população feminina, sobretudo, nas idades de 14 a 19, 20 a 24, 25 a 29 e 30 a 34 anos, demonstrando que, apesar da clara manutenção da sobremortalidade masculina, houve uma tendência de feminização da mortalidade por causas violentas no período (2001-2011).

7 Esses dados são confirmados pelos resultados encontrados por Chandran *et al.* (2013), referentes especificamente aos impactos da mortalidade por acidentes de trânsito na esperança de vida ao nascer no Brasil.

Gráfico 18
Taxas de variação (%) dos AVP por causas violentas, por sexo, segundo faixa etária
Argentina e Brasil, 2001-2011



Fonte: MS/SIM; WHO/PAHO; IBGE (Censos Demográficos 2000 e 2010, e Projeção da População 2011); Indec (Censos Demográficos 2001 e Projeção da População 2011)

Com relação à população argentina, a variação dos AVP foi negativa para todos os grupos etários e para ambos os sexos, sendo mais significativa para a população masculina a partir da faixa etária de 25 a 29 anos. No caso dos grupos infanto-juvenis (0-4, 5-9, 10-14, 15-19 e 20-24 anos), a variação negativa foi mais intensa para as mulheres. Tais fatos demonstram que, apesar da diminuição geral dos AVP por causas violentas no período, nota-se uma tendência de reforço da concentração desse tipo de mortalidade no segmento juvenil masculino (2001-2011) (gráfico 18).

Salientam-se, portanto, os diferenciais da mortalidade violenta entre Argentina e Brasil: no volume de óbitos; na intensidade das TM e TEM; na composição por sexo, idade e grupos de causas; e nas tendências de crescimento/decréscimo dos AVP por causas violentas no período (2001-2011).

Considerações finais

Essa análise chama a atenção para o estabelecimento de um padrão de elevada sobremortalidade juvenil masculina por causas violentas, sobretudo, no Brasil, fato que incide em diferenciais por sexo na esperança de vida ao nascer e que mantém influências na inflexão precoce da razão de sexo. Na Argentina, embora não tenham sido registradas taxas tão elevadas, sua intensidade é significativa e o diferencial por sexo também é relevante.

A mortalidade por causas violentas não só reduz a esperança de vida e influi na razão de sexo da população, como também interfere nas dinâmicas social, econômica e familiar,

ao interromper de forma precoce o ciclo de vida de homens e de mulheres, impedindo que possam melhor contribuir para o desenvolvimento social e cultural das nações.

O estabelecimento de padrões violentos de mortalidade entre jovens, tanto na Argentina quanto no Brasil, com todos os seus ônus, reafirma-se justamente em um momento específico da dinâmica demográfica regional, caracterizado pelos maiores volumes já registrados de jovens (15-24 anos) e pelo aumento absoluto e proporcional da população em idade ativa (15-64 anos), tanto na Argentina quanto no Brasil (Censos Demográficos IBGE e Indec 2010).

No momento em que um contingente expressivo de jovens e adultos não encontra as condições mais apropriadas para seu desenvolvimento pleno e um volume anual crescente de homens e de mulheres tem suas vidas bruscamente interrompidas, não podemos deixar de vislumbrar a perda sistemática de um imenso potencial. Não restam dúvidas em relação à necessidade de serem reduzidos os óbitos por esse tipo de causa, especialmente quando se buscam condições mais dignas de sobrevivência para a população.

Destaca-se, portanto, a importância de se avaliar a dinâmica demográfica em suas interfaces com as condições de sobrevivência dos diversos segmentos que compõem a população, como passo fundamental em direção à formulação de políticas públicas adequadas ao momento atual, capazes de gerar subsídios para a criação de estratégias eficazes na mitigação dos ônus decorrentes da perda desse enorme potencial.

A procura por meios capazes de reduzir os óbitos por causas violentas, consideradas evitáveis, emerge como um imenso desafio não somente aos pesquisadores, aos gestores públicos e à sociedade civil em geral, mas, sobretudo, aos jovens que buscam melhores oportunidades de inserção social e econômica para si e para suas famílias.

Bibliografia

- ÁLVAREZ, M. F. La mortalidad por causas externas: un desafío multisectorial. In: *IV Jornada Regional da AEPA*, 1., 2002. *Anais...* Córdoba: Aepa, 2002.
- ARRIAGA, E. E. Comentarios sobre algunos índices para medir el nivel y el cambio de la mortalidad. *Estudios Demográficos y Urbanos*, v. 11, n. 1, p. 5-30, jan./abr. 1996.
- BELTRÃO, K. I.; DELLASOPPA, E. E. *Anos de vida perdidos e hiato de gênero*: Brasil e grandes regiões – 1980/2005. Rio de Janeiro: IBGE, 2011 (Textos para Discussão Ence, n. 30).
- BERQUÓ, E. Pirâmide da solidão. In: *Encontro Nacional de Estudos de População*, V. Caxambu. *Anais...* Caxambu: Abep, 1986.
- CARDONA, D.; PELÁEZ, E.; AIDAR, T.; RIBOTTA, B.; ÁLVAREZ, M. F. Mortalidad por causas externas em tres ciudades latinoamericanas: Córdoba (Argentina), Campinas (Brasil) y Medellín (Colombia), 1980-2005. *Revista Brasileira de Estudos de População*, Belo Horizonte, v. 25, n. 2, p. 335-352, 2008.
- CERQUEIRA, D. Mortes violentas não esclarecidas e impunidade no Rio de Janeiro. *Economia Aplicada*, Ribeirão Preto, v. 16, n. 2, p. 201-235, 2012.
- ; MOURA, R. Custo da juventude perdida no Brasil. In: *Seminário Juventude e Risco: Perdas e ganhos sociais na crista da população jovem*. Rio de Janeiro: Ipea, Secretaria de Assuntos Estratégicos, IDRC (Canadá) e Cedias (Argentina), 12 de julho de 2013.
- CHACKIEL, J.; SCHKOLNIK, S. *América Latina*: los sectores rezagados en la transición de la fecundidad. Nova York: United Nations Publications, 2003.
- CHAIMOWICZ, F. A saúde dos idosos brasileiros às vésperas do século XXI: problemas, projeções e alternativas. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v. 31, n. 2, p. 184-200, 1997.
- CHANDRAN, A.; KAHN, G.; SOUSA, T.; PECHANSKY, F.; BISHAI, D. M.; HYDER, A. A. Impact of road traffic deaths on expected years of life lost and reduction in life expectancy in Brazil. *Demography*, Ann Arbor, v. 50, n. 1, p. 229-236, 2013.
- CURTO, S. I.; VERHASSELT, Y.; BOFFI, R. La transición epidemiológica en la Argentina. *Contribuciones Científicas*, Buenos Aires, v. 13, p. 239-248, 2001.
- ESCANÉS, G. Evolución de la mortalidad por atropellos y colisiones de tránsito en Argentina entre 2001 y 2010. *Cuestiones de Población y Sociedad*, Córdoba, v. 3, n. 3, p. 155-158, 2014.
- GREENE, M. E.; RAO, V. The marriage squeeze and the rise in informal marriage in Brazil. *Social Biology*, Utah, v. 42, n. 1, p. 65-82, 1995.
- LEBRÃO, M. L. O envelhecimento no Brasil: aspectos da transição demográfica e epidemiológica. *Saúde Coletiva*, Rio de Janeiro, v. 4, n. 17, p. 135-140, 2007.
- LUSSIER, M. H.; BOURBEAU, R.; CHOINIÈRE, R. Does the recent evolution of Canadian mortality agree with the epidemiologic transition theory? *Demographic Research*, Rostock, v. 18, p. 531-568, 2008.
- MARANGONE, A.; FRIAS, L. Some aspects of the Brazilian mortality over the XX century and perspectives. In: *XXIV Conferência Geral da IUSP. Anais...* Salvador agosto 2001.
- MINAYO, M. C. S. Seis características das mortes violentas no Brasil. *Revista Brasileira de Estudos de População*, Belo Horizonte, v. 26, n. 1, p. 135-140, 2009.
- NOTESTEIN, F. W. Population: the long view. In: SCHULTZ, T. W. (Ed.). *Food for the world*. Chicago: University of Chicago Press, 1945.
- OLSHANSKY, S. J.; AULT, A. B. The fourth stage of the epidemiologic transition: the age of delayed degenerative diseases. *The Milbank Quarterly*. San Diego, v. 64, n. 3, p. 355-391, 1986.
- OMRAN, A. R. The epidemiologic transition: a theory of the epidemiology of population change. *The Milbank Quarterly*, San Diego, v. 49, n. 4, p. 509-538, 1971.

- OMRAN, A. R. The epidemiologic transition theory revisited thirty years later. *World Health Statistics Quarterly*, Nova York, v. 51, n. 2-4, p. 99-119, 1998.
- PAES, N. A. Avaliação da cobertura dos registros de óbitos dos estados brasileiros em 2000. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v. 39, n. 6, p. 882-890, 2005.
- PRATA, P. R. A transição epidemiológica no Brasil. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 8, n. 2, p. 168-175, 1992.
- ROGERS, R. G.; HACKENBERG, R. Extending epidemiologic transition theory: a new stage. *Social Biology*, Utah, v. 34, n. 3-4, p. 234-243, 1987.
- SERFATY, E.; FOGLIA, L.; MASAUTIS, A.; NEGRI, G. Mortalidad por causas violentas en adolescentes y jóvenes de 10 a 24 años. *Vértex*, Buenos Aires, v. 40, n. 1, p. 25-30, 2007.
- VALLIN, J.; MESLÉ, F. Convergences and divergences in mortality. A new approach to health transition. *Demographic Research*, Rostock, v. 2, n. 2, p. 10-43, 2004.
- VIEIRA, J. M.; AIDAR, T. Mortalidade juvenil na América Latina. In: WONG, L. R.; ALVES, J. E.; VIGNOLI, J. R.; TURRA, C. M. (Orgs.). *Cairo+20: perspectivas da agenda de população e desenvolvimento sustentável pós-2014*. Rio de Janeiro: ALAP, 2014.
- WASELFISZ, J. J. *Mapa da violência: os jovens da América Latina*. São Paulo: Ritla/Instituto Sangari/Ministério da Justiça, 2008.
- WILKINSON, R. G. The epidemiological transition: from material scarcity to social disadvantage? *Daedalus*, v. 123, n. 4, p. 61-77, 1994.
- WONG, L. R.; MOREIRA, M. M. Envelhecimento e desenvolvimento humano: as transformações demográficas anunciadas na América Latina (1950-2050). In: *IV Reunión Nacional de Investigación Demográfica en México: balance y perspectivas de la demografía nacional ante el nuevo milênio*. Anais..., México-DF, 31 de julho a 4 de agosto de 2000.
- YUNES, J. Epidemiologia da violência. In: OLIVEIRA, M. C. (Org.). *Demografia da exclusão social: temas e abordagens*. Campinas: Editora da Unicamp, 2001.

Hijos de nadie: la práctica del abandono domiciliario en el mundo lusobrasileño en perspectiva comparada

*Children of nobody:
the practice of child abandonment in Luso-
Brazilian world in comparative perspective*

Ana Silvia Volpi Scott¹

*Departamento de Demografia e Núcleo de Estudos
de População «Elza Berquó» (NEPO),
Universidade de Campinas (Unicamp)*

Jonathan Fachini da Silva²

Universidade de Vale do Rio dos Sinos (Unisinos)

Resumen

El fenómeno del abandono de niños es recurrente en la historia de la Europa del Antiguo Régimen, así como fue costumbre común en las sociedades del Nuevo Mundo. Tal era la intensidad de ese acto que se crearon instituciones para acoger a los pequeños expósitos, conocidas como *casas da roda* en referencia al mecanismo, que

Abstract

The phenomenon of child abandonment was frequent in the history of Europe of the Old Regime, as in the New World societies. Due to the intensity of the phenomenon were created the *Casas da Roda*, a institution to take care of the foundlings (*Roda* is a reference to the mechanism that guaranteed the anonymity of the people who had practiced the act). The

101

*Revista
Latino
americana
de Población*

- 1 Es doctora en Historia y Civilización por el Instituto Universitario Europeo de Florencia, Italia. Es profesora del Departamento y del Programa de Posgrado en Demografía e investigadora del Núcleo de Estudios de la Población «Elza Berquó» (NEPO) de la Universidad de Campinas (Unicamp). Es secretaria general de la Asociación Brasileña de Estudios Poblacionales (ABEP) por el bienio 2015-2016 e integra el Panel on Historical Demography (2014-2017) de la Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población, iussp. Es miembro de la Red sobre Familias Históricas y de la Red Demografía Histórica e Historia de la Población de la alap. Es investigadora del CNPQ (PQ 1D). Contacto: <asvscott@gmail.com>.
- 2 Es graduado en Historia por la Universidad de Vale do Rio dos Sinos (Unisinos) y cursó estudios de Filosofía en la misma universidad. Actualmente es estudiante del Doctorado en Historia Latinoamericana en Unisinos. Actúa en las áreas de Demografía histórica, Historia de la Familia y de la Población. Es secretario del Grupo de Trabajo de la Associação Nacional dos Professores Universitários de História / Rio Grande do Sul en Historia de la Infancia, Juventud y Familia, y miembro de la Red de Estudios de Historia de las Infancias en América Latina (rehial). Sus principales temáticas de interés son la Demografía histórica, la crianza de niños expósitos, la población portoalegrense durante el período colonial e imperial. Es coeditor de la *Revista Brasileira de História & Ciências Sociais*. Contacto: <j_fachini@hotmail.com>.

garantizaba su anonimato en esa práctica. El caso de la exposición de niños en el mundo lusobrasileño ha sido muy estudiado en las últimas décadas. Para analizar esta problemática, los investigadores recurren a las fuentes producidas por las instituciones que los recibieron. Inversamente, muchos menos estudios se han producido sobre la práctica del abandono en las puertas de las casas. Se pretende contribuir, por lo tanto, al estudio del fenómeno del abandono que ocurría fuera del ámbito de las instituciones de acogida, y fomentar el estudio de esa práctica en áreas donde no fueron instaladas las casas da roda. Se abordará el abandono de niños comparando la región noroeste de Portugal y las feligresías del sur de la América portuguesa entre fines del siglo XVIII e inicios del XIX. Las fuentes básicas son los asientos de bautismo. En paralelo al análisis cuantitativo del abandono, procuraremos identificar los hogares que recibían a los niños expuestos. El texto considera el abandono como producto de contextos diversos, ya sea como resultado de momentos de crisis familiares (embarazo no deseado) o de situaciones de vulnerabilidad social.

case of child abandonment in luso-brazilian world has been studied in recent decades and researchers use sources produced by those institutions to analyze the phenomenon. On the other hand, less attention is given to the practice of abandonment in the doorways of the households. So the analysis will focus on areas where there was no *Casas da Roda*, by comparing the northwestern region of Portugal and southern Brazilian parishes, between the late eighteenth and early nineteenth century. The main sources are parish registers of baptism. For the analysis of child abandonment we used quantitative and qualitative methodologies, like nominal record linkage. The central issue is discuss the child abandonment as a result of a context of family crisis (for instance, unwanted pregnancy) and / or social vulnerability.

Key words: Child abandonment. Parish of São Tiago de Ronfe. Parish Madre de Deus in Porto Alegre.

Palabras clave: Abandono de niños. Feligresía de São Tiago de Ronfe. Feligresía Madre de Deus de Porto Alegre.

Introducción³

El fenómeno del abandono infantil estuvo presente de forma expresiva a lo largo del Antiguo Régimen europeo. El caso portugués no fue una excepción a esa regla y la importancia de este fenómeno se evidencia a través de la red de asistencia potenciada a partir de las santas casas de misericordia, con la creación de la *casa da roda*. En los dominios lusos en América, de norte a sur, el abandono infantil se hizo presente asumiendo, en algunas oportunidades, dimensiones más elevadas que en la metrópoli, como demostraremos.

Sin embargo, la historiografía producida sobre la práctica de la exposición de niños se caracteriza, predominantemente, por el estudio del abandono institucionalizado a partir de la exploración masiva del *corpus* documental de las casas da roda.

El presente trabajo tiene como finalidad explorar la cuestión del abandono de niños en las puertas de los hogares y propone hacer un ejercicio comparativo del fenómeno del abandono en áreas del noroeste portugués y en el extremo sur de América bajo dominio lusitano.⁴

En áreas donde no existían las *rodas*⁵ para la acogida de esos niños, las cámaras municipales se encargaban de amparar a los pequeños expósitos y se obligaban a proporcionarles algún peculio a las familias que asumían el cuidado del niño (las *famílias criadeiras*). Tratar las diferentes facetas de esa forma de abandono no institucionalizado es, justamente, el mayor reto de los investigadores interesados en la infancia desvalida.

El texto considera el abandono como producto de contextos diversos, ya sea como resultado de momentos de crisis familiares (embarazo no deseado) o de situaciones de vulnerabilidad social. Las fuentes básicas que utiliza para ello son los asientos de bautismo.

Las prácticas de abandono de niños en el noroeste portugués

La región noroeste de Portugal, genéricamente conocida como el Minho,⁶ se caracteriza por ser densamente poblada, situación ya reconocida por lo menos desde el siglo XVI, a través del *Numeramento* de 1527.⁷ Considerada como el «avispero del país», la región minhota⁸ se componía de una población prácticamente homogénea, blanca y católica,

103

Ana Silvia
Volpi ScottJonathan
Fachini
da Silva

3 Una versión preliminar de este trabajo fue presentada en el Workshop *Family crises and social change in rural Europe in comparative perspective, 18th and 19th centuries*, Albacete, España, 2013, en <<http://erhimor.ehess.fr/index.php?1107>>, acceso: 22/10/2015.

4 Una primera aproximación a esa perspectiva comparada se hizo entre una feligresía del noroeste de Portugal y una del sudeste de la América portuguesa (véase Scott y Bacellar, 2010: 56-84). En otras ocasiones, también fue posible comparar el fenómeno de la exposición en territorio rioplatense (véanse Scott *et al.*, 2014; Silva, 2015).

5 «Torno» es la palabra que se usa en español en referencia al mecanismo giratorio. Por otra parte, las Casas da Roda en España eran conocidas como Inclusas, como se informa en Fonte, 2005: 144.

6 El Minho se subdivide en Alto y Baixo Minho: el Alto Minho se identifica con el distrito de Viana do Castelo y el Baixo Minho con el distrito de Braga. En ese último se inserta el Concelho de Guimarães, donde se ubica São Tiago de Ronfe.

7 Este primer relevamiento sistemático de la población se realizó entre 1527 y 1532, y es el más antiguo del que se tiene noticia. El *Numeramento* constituye un documento importantísimo para el conocimiento de la sociedad portuguesa en el siglo XVI, tanto desde punto de vista demográfico como desde el administrativo, y fue ejecutado con base en la carta-circular expedida por el rey, estando en Coimbra, en el día 17 de julio de 1527, Galego y Daveau, 1986: 12.

8 Región correspondiente a la provincia de Minho. También se utiliza *minhoto* o *minhota* para aquellos que han nacido en la región.

esparcida por un territorio intensamente explotado, con recursos limitados, especialmente la tierra y estructuralmente marcada por la emigración diferencial masculina. Creemos que es fundamental para la comprensión del proceso del abandono su relación con el fenómeno de la ilegitimidad, que distingue la región noroeste de otras zonas de Europa occidental. Maria Norberta Amorim, al hacer un balance de los estudios sobre la historia de la familia en Portugal, destacó que la ilegitimidad adquiría aspectos muy particulares en territorio portugués y que la geografía de este comportamiento estaba lejos de ser definida para el período del Antiguo Régimen.⁹

Los estudios en este campo indican que Portugal *no se adecuaría al modelo demográfico europeo de baja ilegitimidad*. Específicamente en el norte de Portugal, encontramos tasas muy elevadas de ilegitimidad que alcanzan cifras que en el siglo XVIII llegan a sobrepasar el 20%, situación que se mantuvo en el siglo XIX.¹⁰

La región minhota ha recibido la atención de diversos investigadores que lograron analizar tanto el fenómeno del abandono como el de la ilegitimidad. Específicamente, con respecto al abandono de recién nacidos, los resultados revelaron que la proporción de niños abandonados era irrelevante en el conjunto de los nacimientos ilegítimos, en el cómputo general de los niños bautizados en innumerables parroquias *vimaranenses*.¹¹

Los resultados pioneros obtenidos por Maria Norberta Amorim, en su clásico estudio sobre la villa de Guimarães para el período entre fines del siglo XVI y las primeras décadas del XIX evidenciaron esta tendencia. El análisis de los datos por décadas mostró que en la zona mixta y en la zona rural el índice se concentraría, normalmente, debajo del 1%, y raramente sobrepasaba el 2%.

La situación es diferente cuando los datos se refieren a la zona urbana. Allí, el total de niños abandonados es más elevado, aunque no excede el 3,5% hasta la primera década del siglo XVIII. Efectivamente, a partir de la década de 1710 se registra un incremento en el número de abandonados, que se tornará cada vez más importante hasta las primeras décadas del siglo XIX.

La gran sorpresa se da entre las décadas de 1730 y 1740, cuando los índices de abandono en la zona urbana de Guimarães pasan del 6,9% al 18,4%, y alcanzan la marca del 54,8% en la década de 1810. Amorim interpreta este cambio radical como el aumento del abandono en la zona urbana y la instalación de la casa da roda en Guimarães (1987: 238).

Sin embargo, para el Concelho de Guimarães los resultados recolectados por António Augusto Amaro das Neves (2001: 165) indican altas tasas de hijos naturales bautizados, mientras que la proporción de expósitos raramente se aleja de cero. La conclusión es que, a lo largo de todo el período que precede el siglo XIX, como media, un niño cada 250 nacimientos fue abandonado. El autor estima que entre 1720 y 1799 apenas el 0,7% de los bautismos se refería a los expósitos.¹²

Otros estudios para esa región indican la misma situación. Para la feligresía de Barcelinhos los datos indican una situación en que el promedio de hijos ilegítimos y abandonados estaría situado cerca del 12% (el 8,6% de ilegítimos y el 3,4% de expuestos), entre

9 Véase Amorim, 1995. Otros trabajos también apuntan esta misma situación, como Neves, 2001, 1998a; 1998b; Sá, 1996.

10 Sobre la cuestión de la ilegitimidad en Portugal, véase Scott, 2000.

11 O sea «parroquias del Concelho de Guimarães».

12 Dichos valores fueron encontrados a partir de un total de 9149 bautismos para el primer período (con apenas 15 bautismos de expósitos) y 7292 para el segundo (donde los bautismos de expósitos se contabilizan en 51).

1606 y 1910. La autora relaciona los ritmos de la exposición a la apertura y cierre de la casa da roda en Barcelos. El inicio de su funcionamiento, en 1784, habría contribuido a elevar el número de niños expuestos, dirigidos directamente a la *roda*, así como su cierre, en la década de 1860, marca la disminución de los índices de abandono (Faria, I., 1998).

El escenario del abandono de bebés en el siglo XVIII en la región minhota puede enriquecerse también a través de los ejemplos de las feligresías de Avidos y São Tiago de Ronfe. Para la primera se encontró un índice de apenas un 1,4% de expósitos para un total de bautismos de 834 registros. En la región de São Martinho de Avidos, que pertenece al Concelho de Vila Nova de Famalicão, distrito de Braga, la *roda* ya existía desde el 11 de mayo de 1786. Además del bajo porcentaje de abandono, la autora subraya que, antes de la instalación de la *roda*, el lugar preferencial de abandono era siempre junto a la casa de alguien y no en áreas desiertas (Paiva, 2001: 172).

São Tiago de Ronfe, como otras feligresías minhotas, también presentó altos índices de ilegitimidad y una débil intensidad en el fenómeno del abandono de niños como se verifica en la tabla 1.¹³

Tabla 1
Nacimientos de hijos legítimos e hijos naturales, São Tiago de Ronfe

Período	Total de bautismos	Bautismos de hijos naturales/expósitos	% de hijos naturales	% de niños expósitos
1701-1750	1008	156	14,7	0,8
1751-1800	1128	135	10,7	1,3

Fuente: elaboración propia a partir de los registros parroquiales de Ronfe

Con respecto al abandono, los indicadores se mantuvieron residuales a lo largo del período: apenas 8 expósitos fueron bautizados en la iglesia de Ronfe entre 1700 y 1750. En los sesenta años siguientes (1751 a 1810), otros 15 niños. O sea, en 110 años, apenas 23 niños bautizados fueron reconocidos como expósitos o abandonados en la feligresía. De esos 23, apenas uno fue abandonado entre 1800 y 1810.¹⁴ Entre esas criaturas no hubo una preferencia por abandonar varones o mujeres: el abandono se dio de manera equilibrada: 11 niños y 12 niñas.

13 Los datos relativos a la feligresía de São Tiago de Ronfe, durante el siglo XVIII, fueron listados en una investigación anterior, que se preocupó de analizar las diferentes formas de organización familiar en el noroeste de Portugal. Los registros parroquiales (entre los años de 1700 a 1900) y una colección de roles de confesados (que cubren el período entre 1740 y 1900) proporcionaron informaciones sobre individuos que fueron abandonados al nacer, pero que, al sobrevivir a los difíciles años iniciales, pudieron llegar a la edad adulta y muchas veces constituir una familia.

14 A efectos del cálculo, el único asiento relativo al período entre 1800 y 1810 fue incorporado al total relativo al período entre 1751 y 1800.

Tabla 2
Niños expósitos bautizados, São Tiago de Ronfe

Décadas	Número de expósitos
1700	3
1710	1
1720	0
1730	3
1740	1
1750	4
1760	3
1770	2
1780	2
1790	3
1800	1
Total	23

Fuente: elaboración propia a partir de los registros parroquiales de Ronfe

En suma, a partir de los datos presentados podemos especular que en un área donde la ilegitimidad era muy elevada, comparada con otras regiones de Europa, la opción por el abandono de los niños no era la preferida entre los habitantes de la región. Todo indica que, para el caso del noroeste portugués, el nacimiento de hijos naturales, hijos de mujeres solteras en su mayoría, no sería objeto de una excesiva presión de la comunidad, aunque la Iglesia, a través de sus visitas pastorales, procurara controlar y cohibir las relaciones ilícitas entre hombres y mujeres que podrían resultar en la procreación de esos niños. En esa misma línea de razonamiento, podemos admitir que la alternativa del abandono fuera efectivamente utilizada en casos en que fuera fundamental mantener el anonimato de las madres o los padres del niño expósito, haciendo suponer que esas criaturas podrían ser fruto de relaciones escandalosas y condenadas por la iglesia y por la comunidad, que los hacían optar, por lo tanto, por el abandono.

El abandono en dos feligresías del sur de la América portuguesa

En el extremo sur de la América portuguesa nuestra atención está volcada para las feligresías de Nossa Senhora da Conceição de Viamão y Nossa Senhora Madre de Deus de Porto Alegre.

El contexto de creación de esas feligresías está vinculado a la coyuntura de disputa de esos territorios por las coronas ibéricas, que se remonta, por lo menos, al siglo xvii. La política portuguesa para esa región se basaba en el principio del *uti possidetis*: la corona portuguesa aseguraría la posesión de esas tierras por medio de la ocupación de los espacios, a través de la instalación de una población que desembarcaba de la metrópoli y de otras regiones de la colonia, acrecentada por una numerosa población esclava e indígena.

A mediados del siglo xviii la importancia de esa región, insertada en ese contexto fronterizo, creció por la invasión española en la Vila de Rio Grande, que era la más

antigua del continente de Rio Grande de São Pedro. Como despliegue de esa invasión, la Cámara de Rio Grande fue transferida para la feligresía de Nossa Senhora da Conceição de Viamão (en el año de 1763) y posteriormente fue desplazada, nuevamente, para la recién formada feligresía Madre de Deus de Porto Alegre (1773), que anteriormente había sido denominada Porto dos Casais, debido al desembarco de parejas azorianas para la colonización de esas tierras en el extremo sur de la América lusa.

Viamão tuvo su origen en una capilla vinculada a la Vila de Laguna, actual estado de Santa Catarina, fundada en 1741 por familias que descendían de São Vicente (São Paulo) y de Laguna, aún antes de la creación oficial de la feligresía de Rio Grande (la más antigua de la capitania).

En el año 1747 Viamão fue elevada a la condición de feligresía y en 1746 contaba con 282 habitantes. Diez años más tarde, la población ya había aumentado mucho y alcanzaba 1116 almas. Dicho crecimiento está directamente asociado a la entrada de los contingentes de azorianos que fueron desplazados para la región bajo el amparo de la corona portuguesa, con el objetivo de implementar la política de ocupación ya mencionada (Kühn, 2004).

Igual a lo ocurrido con Viamão, la Feligresía de la Madre de Deus de Porto Alegre tuvo también un desarrollo acelerado. Según análisis de la época, la feligresía (fundada en 1772) contaba con un contingente poblacional de 1512 habitantes, apenas ocho años después de su creación. De 1780 a 1798 esos números se duplicaron llegando a 3268. A principios del siglo XIX —más precisamente en 1810— ya había alcanzado cerca de 6000 habitantes (Santos, 1984: 128).

Además, se debe enfatizar que no solo esas dos feligresías sino el continente de Rio Grande de São Pedro¹⁵ presentó un crecimiento acelerado. En 1780 la población total del continente se estimaba en 18000 personas, y en el transcurso de dieciocho años (en 1798), se había verificado un aumento poblacional de un 18%, con una tasa anual de crecimiento en el orden del 3,2%. Para tener una idea, São Paulo, Bahia, Pernambuco y Alagoas crecieron en este período a una tasa máxima de apenas 2,3%. En el cambio de siglo, entre 1798-1814, el ritmo de crecimiento fue aun mayor, de un 111% en la población total (Osório, 2008: 237).

Con relación a nuestro tema, podemos apreciar la práctica del abandono a partir de las informaciones recolectadas en los asientos de bautismo de las dos feligresías. Comenzaremos por Viamão, la más antigua.

Los datos disponibles para la feligresía de Viamão¹⁶ se limitan al siglo XVIII, no tenemos en este momento las informaciones para la primera década del siglo XIX. Aquí llamamos la atención sobre el significativo número de asientos para los cuales el cura no informó la condición de legitimidad del niño bautizado (el 5,2% como media para todo el período). La primera constatación es el impacto de la entrada de los colonos azorianos, que hizo que los bautismos registrados en aquella parroquia aumentaran casi ocho veces entre la década de 1740 y la de 1750. Además de ello, resaltamos el modesto porcentaje de hijos naturales (nacidos fuera del casamiento consagrado por la Iglesia) comparados con otras feligresías de la colonia en el mismo período y en relación con las feligresías

15 «Continente» era el nombre por el cual se conocía a la región meridional en el siglo XVIII: «Continente do Rio Grande de São Pedro».

16 Los registros parroquiales utilizados aquí para esa feligresía, fueron disponibilizados por Fábio Kühn y Eduardo Santos Neumann, frutos del proyecto *Resgate de Fontes Paroquiais –Porto Alegre e Viamão (século XVIII)*, realizado entre 2000 y 2002.

minhotas. Se mantuvo debajo del 10% hasta la década de 1770, pero en las dos décadas siguientes se verifica un aumento significativo que alcanza el 13% en 1780, situación que se agravó en la década de 1790, cuando rebasó el 20%. Contrariamente, la práctica del abandono se mantuvo en índices comparativamente más bajos, próximos de los porcentajes de las feligresías del Concelho de Guimarães. El promedio general, entre las décadas de 1740 y 1790, se mantuvo en un 12,4% de hijos naturales y apenas el 2,3% de expósitos. En números absolutos, apenas 79 niños fueron abandonados entre las décadas de 1740 y 1790.

Tabla 3
Bautismos de hijos legítimos, naturales y expósitos, Nossa Senhora da Conceição de Viamão, 1740-1790

Década	Total	Bautismos de hijos legítimos		Bautismos de hijos naturales		Bautismos de niños expósitos		Bautismos	
		N.A	%	N.A	%	N.A	%	N.A	%
1740	71	51	71,8	6	8,5	0	0,0	14	19,7
1750	510	415	81,4	50	9,8	1	0,2	44	8,6
1760	536	457	85,3	25	4,7	6	1,1	48	9,0
1770	579	485	83,8	21	3,6	30	5,2	43	7,4
1780	672	556	82,7	88	13,1	15	2,2	13	1,9
1790	1055	777	73,6	236	22,4	27	2,6	15	1,4
Total	3423	2741	80,1	426	12,4	79	2,3	177	5,2

Fuente: Libros de bautismos de la población libre de la parroquia N. S. da Conceição de Viamão (NACAOB)

Algunas características de ese panorama del abandono permanecen para la feligresía Madre de Deus, como podemos ver en la tabla 4.

Desde 1772 (año de su creación) hasta 1810, 205 criaturas fueron abandonadas por sus madres o familias, un número expresivo si pensamos en la realidad de algunas feligresías rurales del noroeste portugués, como vimos anteriormente. Ese dato es claramente superior al de Viamão, que tuvo un 2,3% de expósitos como total. Entre las décadas de 1770 y 1790, se registra una tendencia al aumento, que supera el valor de Viamão. Como se mencionó, podemos admitir que el aumento de la exposición acompaña el crecimiento de la propia feligresía: si apenas ocho niños fueron abandonados a lo largo de la década de 1770 (de hecho, entre 1772 y 1780), años después, entre 1801 y 1810, se registran 117 asientos de expósitos, lo que representa casi un 7% del total de niños bautizados en Madre de Deus.

Sin embargo, si comparamos con otras áreas más urbanizadas de Brasil, percibimos que esos índices son modestos. Para la villa de São Paulo, por ejemplo, que constituía el núcleo urbano principal y la capital administrativa de la capitanía del mismo nombre, los índices de abandono llegaron al 21,9% en la segunda mitad del siglo XIX. En la Freguesia da Sé de la ciudad de São Paulo el promedio fue del 15% entre 1741 y 1755, y del 18% entre 1780 y 1796 (Venancio, 1988: 87). En áreas más pobres con economía de subsistencia como Ubatuba, litoral paulista, la proporción de expósitos era de un 0,6%. En Sorocaba, otra localidad paulista, hubo años en que no fue registrado un solo niño expósito, aunque el promedio había sido un 4,1% en 1679 y 1845 (Bacellar, 1996: 4).

Tabla 4
Bautismos de hijos legítimos, naturales y expósitos, 1772-1810, Madre de Deus de Porto Alegre

Década	Total	Bautismos de hijos legítimos		Bautismos de hijos naturales		Bautismos de niños expósitos	
		N.A	%	N.A	%	N.A	%
1770	371	338	91,1	25	6,7	8	2,2
1780	763	658	86,2	77	10,1	28	3,7
1790	1351	1099	81,3	200	14,8	52	3,8
1800	1761	1352	76,8	292	16,6	117	6,6
Total	4246	3477	81,9	594	14,0	205	4,8

Fuente: Libros I y II de Bautismo de la población libre de la parroquia Madre de Deus de Porto Alegre (NACA08)

Esos porcentajes parecen repetirse en las feligresías urbanas de la ciudad de Río de Janeiro, Sé y São José. La proporción de expósitos bautizados entre la población general fue del 21,3%. En las áreas rurales como Guaratiba, Irajá, Jacarepaguá y Inhaúma la proporción baja a 3,3% (Faria, Sh., 1998: 67). En la región de Minas Gerais, específicamente en São João del Rei, también un área sin *roda* de expósitos, el promedio porcentual es de 8% (Brügger, 2006: 118).

Estos datos registrados para São Paulo, Rio de Janeiro y Minas Gerais indican que en las áreas urbanas la práctica del abandono se intensificaba, con índices mucho mayores que los registrados en localidades rurales. Explicar esta situación ha sido un reto para los historiadores. Como podemos ver, los datos relativos al abandono en el extremo sur se acercan a los de áreas sin instituciones de acogida. Sin embargo, si comparamos, como se puede ver en la tabla 5, las dos feligresías seleccionadas para ese análisis podemos llegar a algunas conclusiones.

Tabla 5
Bautismos de expósitos por décadas, feligresías de Viamão y Madre de Deus

Década	N.S. Conceição Viamão	Madre de Deus de Porto Alegre
1760	6	s/d
1770	29	8
1780	15	28
1790	27	52
1800	s/d	117
Total	79	205

Fuente: Registros parroquiales de Viamão y Porto Alegre (NACA08)

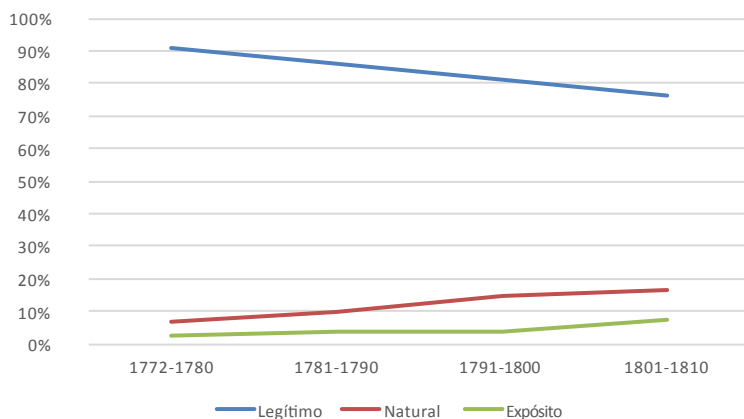
Entre las décadas de 1750 y 1790, fueron abandonadas 79 criaturas en Viamão, 38 de ellas de sexo femenino, 40 de sexo masculino. De uno de los niños no se pudo obtener información sobre su sexo. En Madre de Deus tampoco predominó un sexo sobre otro (103 varones y 102 mujeres).

Excluyendo la década de 1750 (apenas un expósito en 1755), podemos verificar la distribución del abandono a lo largo del tiempo. Desafortunadamente, en la actual etapa de la investigación no tenemos los datos relativos a la primera década del siglo XIX para Viamão. Dicho dato sería importante para verificar si también allí hubo un *boom* en el abandono en el cambio de siglo, como verificamos para Madre de Deus.¹⁷

Un punto importante que los datos nos indican es que en las décadas de 1770 y 1780 el abandono disminuyó en la feligresía de Viamão, mientras que hubo una tendencia de aumento en Madre de Deus. Una explicación posible para ese dato tiene que ver con la transferencia de la Cámara municipal de Viamão para la feligresía recién formada en 1773 en Porto Alegre. De esa forma, el abandono podría haberse trasladado a la nueva feligresía.

La pregunta que se coloca es si la población pasa a dar la preferencia por abandonar a las criaturitas en Madre de Deus, pues, nítidamente, el período analizado muestra que la práctica del abandono está en declinación en la feligresía de Viamão y, al contrario, en la Madre de Deus los niveles de abandono están en notable aumento...

Gráfico 1
Evolución de los bautismos (%), Porto Alegre

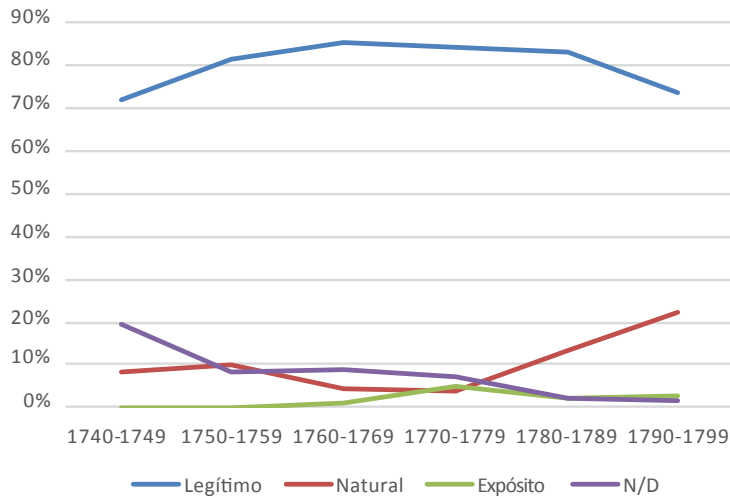


Fuente: Libro I y II de Bautismo de la población libre de la parroquia Madre de Deus de Porto Alegre (NACA08)

Un dato importante que fue revelado por el análisis de las series de bautismo de las dos feligresías es el descenso de la legitimidad en ambas. Esa declinación viene acompañada por el aumento en las curvas de ilegitimidad. Para algunos expertos el abandono infantil estaría ligado a la ilegitimidad, ya que sería una forma de ocultar los pecados de la carne. Sin embargo, en la feligresía Madre de Deus los índices de ilegitimidad fueron continuamente superiores a los de exposición y, en ningún momento, la exposición superó la ilegitimidad. En Viamão este fenómeno ocurre, pero tenemos que tener en cuenta el contingente de bautismos no declarados que pueden haber llevado a ese dato.

17 El estudio del abandono domiciliario en Madre de Deus fue desarrollado por Jonathan Fachini da Silva (2014), en su disertación de maestría, en la que presenta avances del análisis de esas prácticas hasta el año de 1837, ya que, al año siguiente, se instituyó la casa da roda en Porto Alegre. Los datos de da Silva muestran que, entre 1811 y 1822, otros 260 niños fueron abandonados, más del doble que el número de expósitos registrado entre 1772 y 1810.

Gráfico 2
Evolución de los bautismos (%), Viamão



Fuente: Libros de Bautismos de la población libre de la parroquia N. S. da Conceição de Viamão (NACA08)

En este caso lo que podría estar por detrás de la disminución de la legitimidad es la ocupación del territorio que resultó en un constante flujo poblacional de diversas regiones. Esos datos pueden hacernos reflexionar sobre las condiciones de vida de esas poblaciones, y basta recordar que la Madre de Deus, y antes la feligresía de Viamão, son localidades portuarias de intenso flujo de militares, marineros y comerciantes. No cabe duda de que esa coyuntura haya dejado su huella en la vida familiar de aquellas comunidades.

Historias del abandono: huellas dejadas por los asientos de bautismo

A pesar de la escasez de los registros de bautismo relativos a los expósitos, las informaciones listadas para São Tiago de Ronfe nos dan algunas señales sugestivas. El primer registro de un niño allí abandonado, para el siglo XVIII, se hizo en la puerta de Ana da Silva, mujer soltera domiciliada en el lugar de Soutinho, donde fue acogida la expósito Luisa. Curiosamente, tras tres décadas, la misma Ana da Silva recibía en su puerta otra criatura, de nombre Custodia, dejada en 1734, en el mismo lugar de Soutinho, donde Ana seguía viviendo. ¿Será que Ana da Silva sería sensible al infortunio de estos niños y, afectada por su situación, los acogería de buena voluntad? No podemos estar seguros, una vez que los datos no permiten avanzar en nuestras conjeturas.

En ese sentido, examinando los lugares donde los niños fueron abandonados, se destaca el lugar de Soutinho y de Além, donde fueron dejadas tres criaturas en cada uno. En los lugares de Venda da Ladra, Souto y Monte, seis niños más fueron abandonados (dos en cada localidad). Esos locales recibieron 12 de los 23 expósitos. Para las restantes, nueve fueron encontrados en otros locales, mientras que en dos casos no pudimos identificar con seguridad el lugar del abandono. Los datos sugieren que los responsables por el abandono no tenían un área preferida para dejar a los niños.

Resulta curioso que ninguno de los niños fue abandonado en las quintas más importantes de la feligresía (Ermida, São Miguel, Riba d'Ave).

Los registros parroquiales de las áreas analizadas del extremo sur de la América portuguesa, raramente mencionaban el lugar donde se encontraba el hogar elegido para el abandono. De cualquier forma, algunos indicios de las tendencias de abandono, pueden ser trazados a partir de la sistematización de algunas informaciones contenidas en los asientos de bautismo.

Tabla 6
Distribución de los expósitos según hogares receptores, Madre de Deus 1772-1810

Receptores	Masculino	Femenino
	%	%
Sin información	59,5	22,6
Capitán mayor	2,4	
Capitán	4,7	
Cirujano mayor	0,6	
Viudos/as		2,4
Doña		1,8
Ayudante	1,2	
Alférez	0,6	
Negra liberta		3,6
Esclavo		0,6
TOTAL	69,0	31,0

Fuente: Libros I y II de Bautismo de la población libre de la parroquia Madre de Deus de Porto Alegre (NACAOB)

Como podemos percibir por los datos contenidos en los asientos de bautismo, la predominancia de los hogares receptores en los dos casos era la de los comandados por hombres libres (69%) y (82%), y eran todos casados, según se desprende de las fuentes parroquiales. Por otro lado, cerca del 10% de estos disponían de algún atributo social distintivo como capitán, capitán mayor, doña. En el caso de Viamão, el vicario general recibe niños e incluso el propio gobernador de la capitanía. También se observa la presencia de libertos, en el caso de Porto Alegre, e incluso esclavos. Desde este punto de vista, la puerta de los hogares más ricos no fue la elección dominante de las familias que abandonaron a sus hijos en esas localidades.

La elección predominante de hombres libres y casados puede representar la búsqueda por hogares estables para la crianza del pequeñito, considerando la gran movilidad de la población que caracterizaba esa región. Lo mismo vale para las viudas (2,4%) en el caso de Madre de Deus, que podrían disponer de tiempo para dedicarle al niño, pero, a su vez, esos niños podrían significar un amparo para esas mujeres.

La presencia de negras libertas (3,6%) y (2,5%) es interesante y significativa para nuestra investigación. El auxilio financiero pagado por la Cámara a las nodrizas o por concepto de crianza. Algunas de esas mujeres libertas recibieron el expósito del propio apoderado de la cámara responsable por la manutención de la crianza de los expósitos.

Tabla 7
Distribución de los expósitos según los hogares receptores, Conceição de Viamão 1740-1790

Receptores	Masculino	Femenino
	%	%
Sin información	73,5	13,0
Licenciado	1,2	-
Capitán	2,5	-
Vicario	1,2	-
Doña	-	2,5
Gobernador	1,2	-
Teniente	1,2	-
Libertos	1,2	2,5
TOTAL	82,0	18,0

Fuente: Libros de Bautismos de la población libre de la parroquia N. S. da Conceição de Viamão (NACAOB)

Cabe resaltar que muchos de esos hogares receptores recibieron más de un niño, a lo largo del período que analizamos. Solo para ilustrar esa situación, un caso en Madre de Deus, tenemos la viuda doña Maria Joaquina França que recibió tres niños. Llamamos también la atención para otros casos, como el de Christina Maria, criolla liberta que recibió cuatro expósitos en su puerta: Joaquim, Anna, Joze y Florencia. Ello nos indica que, por un lado, había *famílias criadeiras*, o sea, personas que se «especializaban» en la crianza de expósitos, como también había, por otro, ciertas preferencias en la elección de la puerta donde ocurriría el abandono. Como apuntamos anteriormente, la recepción de esos niños, entre las familias menos favorecidas podría ser considerada una fuente de renta apreciada e importante para componer la sobrevivencia de esos grupos familiares.

Lo cierto es que la acción del abandono ocurre con *ciencia y alguna premeditación* de aquel (o aquellos) que están abandonando. La puerta donde el niño fue depositado no es aleatoria. Un caso que llama la atención entre los asientos de bautismo de la feligresía de N. S. Conceição Viamão se refiere a la expósito *Joaquina, hija de padres incógnitos que fue abandonada en la casa de Luís Ferreira da Fonseca en el día primero de marzo de 1795*. En el margen del registro el párroco declaró:

Despacho del Vicario General de hoy a requerimiento del alférez Américo Antunes Pinto compareció el mismo ante mí y por él me fue dicho que reconocía como su hija Joaquina que fue abandonada en la casa de Luiz Ferreira da Fonseca por el subsecuente matrimonio con su mujer Maria Tomásia da Conceição madre de la misma; y como tal la reconocía en juicio y firmó.¹⁸

El caso de la expósito Joaquina ilustra que el padre fue a reconocer a la niña. Él sabía donde había sido abandonada y en las manos de quién se encontraba. Ahora, ¿qué habrá llevado al padre de la criatura a abandonarla y a reconocerla? Todo indica que en el momento del abandono, vivía en unión consensual con la madre de la niña y después del casamiento se propuso legitimarla. La cuestión es que la ilegitimidad era una realidad en aquellas poblaciones y, aunque hubiera presión de la iglesia sobre las comunidades, no era suficiente para imponer el ideal de la que la sexualidad se ejerciera solo bajo el amparo

18 AHCMPA, *Libro de Bautismo de la Feligresía de Viamão*, 803. Fl. 10979; 2/3/1795.

de los matrimonios legitimados en el altar. Sin embargo, tal vez sea un caso especial, en el que la unión consensual podría haber causado algún inconveniente a los padres del niño, llevando a su «expósita», que fue referida en el asiento como «hija de padres incógnitos». El subsecuente casamiento de los padres pondría fin a la situación de «crisis» y, consecuentemente, se podría reconocer al niño como hijo de la pareja, ahora «legítimamente» recibido en la iglesia de Viamão.

Según Linda Lewin los «hijos de padres incógnitos» eran considerados «espurios», o sea, de cópula prohibida. En el ámbito jurídico se usa el término *quoesito* que viene del interrogativo latino *Quaesitus?* (¿De quién es él/ella?) (1995: 123). En el caso los hijos de padres incógnitos eran hijos de nadie, sin padre ni herencia. En las Constituciones Primeras del Arzobispado de Bahía, el código legislador eclesiástico en Brasil, dice que para evitar escándalos en la parroquia no se citarían los nombres de los involucrados o, respectivamente, los nombres de los verdaderos padres del bautizado.

E quando o baptizado não for havido de legitimo matrimonio, *tambem se declarará no mesmo assento do livro o nome de seus pais, se for cousa notoria, e sabida, e não houver escandalo*; porém havendo escandalo em se declarar o nome do pai, *só se declarará o nome da mãe, se também não houver escandalo, nem perigo de o haver*.¹⁹

No se puede afirmar que todo hijo de padres incógnitos fuera fruto de un concubinato y su abandono fuera la forma de encubrir dicho acto. Muchos de esos hijos pueden ser simplemente hijos naturales de parejas que viven en uniones estables. El motivo que llevó al alférez Américo Antunes Pinto a reconocer la expósita Josefa como su hija puede estar ligado justamente a problemas de herencia. Este sujeto ocupaba una posición social privilegiada en aquella sociedad: era alférez, cargo de algún destaque en una región fronteriza fuertemente militarizada. Sin embargo, los registros de bautismo nos muestran solo fragmentos de las trayectorias de esos niños y sus familias. Seguramente el uso de otras fuentes nominativas (inventarios, testamentos, roles de confesados, habilitaciones matrimoniales) cruzadas con los asientos parroquiales nos permitiría develar mejor la vivencia y la cotidianidad de esas poblaciones.

En suma, acompañar la trayectoria de vida de los pequeños expósitos y expósitas que quedaron a merced de la caridad particular es tarea difícil y no logramos reunir más que escasos indicios y fragmentos de la vida de estos «hijos de la piedad». Además de ello, una pregunta fundamental permanece sin respuesta y es la que refiere al grado de integración de estos niños en los hogares receptores. Esperamos poder contribuir, en el futuro, a dilucidar esa cuestión.

Consideraciones finales

Como vimos, el abandono de niños tuvo mayor incidencia en áreas urbanas y aun más en localidades que contaban con rodas de expósitos. En áreas rurales la intensidad del abandono fue menor, pero se mostró frecuente. No obstante, cabe enfatizar que el fenómeno del abandono fue recurrente en todo territorio portugués (en el reino y en las posesiones lusas en América). Por los índices analizados en períodos extendidos, pudimos percibir que la variación del abandono puede llevarnos a identificar situaciones de crisis familiares como, por ejemplo, en el contexto de la ocupación en el extremo sur de la América portuguesa. Por otro lado, en las áreas rurales del noroeste portugués, podemos admitir que la

19 *Constituições Primeiras*, Título xx, 1853, p. 30, destacados nuestros.

vulnerabilidad social de algunos individuos más pobres haría que las familias optaran por abandonar a su prole. Asimismo, no podemos descartar algunos casos en los que el abandono fue utilizado como forma de enmascarar una acción escandalosa, de generación de prole adulterina o sacrílega, lo que, para los valores morales de la época, tendría un grado de tolerancia mucho menor, tanto de la comunidad, como de la Iglesia.

Si la moral familiar colocaba la honra femenina en una posición tan valorada, especialmente entre familias de la élite, como destacan algunos expertos, podemos pensar en ese sentido, hasta qué punto las mujeres de grupos inferiores también sufrirían con la reprobación social proveniente de comportamientos que se desviaban de la norma. Desde este punto de vista, el abandono puede también, en esos casos, configurar un universo de crisis familiar: aunque pertenecientes a grupos sociales menos privilegiados, al romper con el modelo familiar propuesto por el Estado portugués y por la Iglesia, ellas se veían también en la contingencia de abdicar de su prole. Pero aquí, eventualmente, menos que el escándalo moral y el comprometimiento de la honra, era más el estado de miseria en que se encontraban esas familias el que imponía el abandono. En esta lógica, abandonar una criatura, podría ser darle la oportunidad de un destino mejor.

Fuentes

- ARQUIVO HISTÓRICO DA CÚRIA METROPOLITANA DE PORTO ALEGRE (AHCMPA), *Libros Parroquiales de Bautismos*.
- BLUTEAU, R., *Vocabulario portuguez e latino...* Coimbra: Collegio das Artes da Companhia de Jesus, 1712-1721. 8 v., en <http://200.144.255.59/catalogo_eletronico/consultaDocumentos.asp?Tipo_Consulta=Acervo&Acervo_Codigo=1&Setor_Codigo=11>, acceso: 4/12/2015.
- CONSTITUIÇÕES PRIMEIRAS DO ARCEBISPADO DA BAHIA. *Feitas e ordenadas pelo Ilustríssimo e Reverendíssimo Senhor D. Sebastião Monteiro da Vide em 12 de junho de 1707*. San Pablo, 1853.

Referencias bibliográficas

- ALVAREZ SANTALO, L. (1997), «Anormalidad y códigos de conducta de la familia en el Antiguo Régimen: La doctrina religiosa sobre el abandono de los niños», en Chacón, F. (ed.), *Familia y sociedad en el Mediterráneo occidental. Siglos XV-XIX*, Espinardo: Universidad de Murcia.
- AMORIM, M. N. (1987), *Guimarães de 1580-1819: Estudo Demográfico*, Lisboa: Instituto Nacional de Investigações Científicas.
- (1995), «História da Família em Portugal», en *Ler História*, vol. 29, pp. 5-17.
- ARANDA ROMERO, J. y GRAJALES PORRAS, A. (1991), «Niños expósitos de la parroquia del Sagrario de la ciudad de Puebla, México, a mediados del siglo XIX», en *Anuario del Instituto de Estudios Históricos-Sociales*, n.º 6, Unicen, Tandil.
- ARIÉS, PH. (1986), «La infancia», en *Estudios. Revista de Educación. Historia de la infancia y de la juventud*, n.º 281, Madrid, en <<http://www.mecd.gob.es/dctm/revista-de-educacion/numeros-completos/re28100507.pdf?documentId=0901e72b813c4502>>, acceso: 25/11/2015.
- BACELLAR, C. (1996), «A criança exposta nos domicílios de Sorocaba, séculos XVIII e XIX», en *Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, vol. 3, Caxambú, ABEP.
- BRÜGGER, S. M. JARDIM (2006), «Crianças Expostas: um estudo da prática do enjeitamento em São João del Rei, séculos XVIII e XIX», en *TOPOI*, vol. 7, n.º 12, pp. 116-146, enero-junio.
- CALVO, TH. (1989), *La Nueva Galicia en los siglos XVI y XVII*, Guadalajara: El Colegio de Jalisco-CEMCA.
- CELTON, D. (2008), «Abandono de niños e ilegitimidad. Córdoba, Argentina, siglos XVIII-XIX», en GHIRARDI, M. (coord.), *Familias iberoamericanas ayer y hoy. Una mirada interdisciplinaria*, Río de Janeiro: ALAP.
- CICERCHIA, R. (1998), *Formas familiares, procesos históricos y cambio social en América Latina*, Quito: Abya Yala.
- CHOCANO MENA, M. (2000), «Familia y parentesco», en *La América colonial (1492-1763). Cultura y vida cotidiana*, Madrid: Síntesis.
- FARIA, I. M. (1998), *Santo André de Barcelinhos. O difícil equilíbrio de uma população 1606-1910*, Braga: Instituto de Ciências Sociais, Universidade do Minho, Neps.
- FARIA, SH. DE CASTRO (1998), *A colônia em movimento: fortuna e família no cotidiano cultural*. Río de Janeiro: Nova Fronteira.
- FERREYRA, M. DEL C. (2000), «La ilegitimidad en la ciudad y en el campo a finales del siglo XVIII», en CELTON, D.; MIRÓ, C. y SÁNCHEZ ALBORNOZ, N. (eds.), *Cambios demográficos en América Latina: la experiencia de cinco siglos*. Córdoba: IUSSP-Universidad Nacional de Córdoba.
- FREYRE, G. (1977), *Casa Grande e Senzala*, Río de Janeiro: José Olympio.

- FONTE, T. A. (2005), *No Limiar da Honra e da Pobreza. A Infância Desvalida e Abandonada no Alto Minho (1698-1924)*, Vila Praia de Âncora: Ancorensis. Cooperativa de Ensino e Núcleo de Estudos de População e Sociedade, Universidade do Minho.
- GALEGO, J. y DAVEAU, S. (1986), *O Numeramento de 1527-1532. Tratamento cartográfico*, Lisboa: Centro de Estudos Geográficos.
- GHIRARDI, M. M. (2004), *Matrimonios y familias en Córdoba 1700-1850*, Córdoba: Centro de Estudios Avanzados, Universidad Nacional de Córdoba.
- GUTIÉRREZ AZOPARDO, I. (1980), *Los Libros de registros de pardos y morenos en los Archivos de Colombia*, en <http://www.africafundacion.org/IMG/pdf/Azopardo_Libros_de_registros_de_morenos---.pdf>, acceso: 4/12/2015.
- KÜHN, F. (2004), «Gente de fronteira: sociedade e família no sul da América portuguesa –século XVIII», en GRIJÓ, L. A. et al. (orgs). *Capítulos de história do Rio Grande do Sul*, Porto Alegre: Editora da UFRGS.
- LEWIN, L. (1995), «Repensando o patriarcado em declínio: de “pai incógnito” a “filho ilegítimo” no direito sucessório brasileiro do século XIX», en *Ler História*, n.º 29.
- MALVIDO, E. (1980), «El abandono de los hijos. Una forma de control del tamaño de la familia y del trabajo indígena. Tula (1683-1730)», en *Historia mexicana*, Ciudad de México: El Colegio de México, vol. XXIX, 4.
- NEVES, A. A. AMARO (1998a), «Um enigma demográfico: a ilegitimidade no Minho do Antigo Regime», en *Boletín de la Asociación de Demografía Histórica*, XVI (1): 137-173.
- (1998b), «A ilegitimidade no Minho e o ‘modelo’ do antigo regime demográfico», en *Neps Boletim Informativo*, 1: 3-5, mayo.
- (2001), *Filhos das Ervas. A ilegitimidade no Norte de Guimarães –séculos XVI-XVIII*. Guimarães: NEPS-Universidade do Minho.
- OSÓRIO, H. (2008), «Expansão Territorial e população: a capitania do Rio Grande no primeiro quartel do século XIX», en SCOTT, A. S. V. y FLECK, E. C. D. (orgs.), *A Corte no Brasil: População e Sociedade no Brasil e em Portugal no início do século XIX*, San Leopoldo: Oikos, Unisinos.
- PAIVA, O. (2001), *São Martinho de Avidos. Comunidade rural do Vale do Ave. Demografia e Sociedade (1599-1995)*, Vila Nova de Famalicão: NEPS.
- RODRÍGUEZ, P. (1997), «Nacer, casarse y morir. Un estudio de Demografía Histórica», en *Cuadernos del CIDS*, Serie I, n.º 2, Colombia.
- SÁ, I. DOS GUIMARÃES (1992), «A circulação de crianças na Europa Meridional do século XVIII: o exemplo da “casa da roda” do Porto», en *Boletín de la Asociación de Demografía Histórica*, X (3).
- (1996), «Abandono de crianças, ilegitimidade, e concepções pré-nupciais em Portugal: estudos recentes e perspectivas», en PÉREZ-MOREDA, V. (ed.), *Expostos e Ilegítimos na Realidade Ibérica do século XVI ao presente. Actas do III Congresso da ADEH*, Porto: Afrontamento, vol. 3, pp. 37-58.
- SALINAS MEZA, R. (1991), «Orphans and Family disintegration in Chile: The mortality of abandoned children, 1750-1930», en *Journal of Family History*, vol. 16, n.º 3: 315-329.
- SANTOS, CORCINO M. (1984), *Economia e Sociedade do Rio Grande do Sul, século XVIII*, San Pablo: Cia. Editora Nacional.
- SCOTT, A. S. V. (2000), *O pecado na margem de lá: a fecundidade ilegítima na metrópole portuguesa (séculos XVII-XIX)*, en *População e Família*, vol. 3, pp. 41-70.
- (2012), *Famílias, formas de união e reprodução social no noroeste português (séculos XVIII e XIX)*, San Leopoldo: Oikos-Editora Unisinos, Coleção Estudos Históricos Latino-Americanos, EHILA.

- SCOTT, A. S. V. y BACELLAR, C. A. P. (2010), «Crianças abandonadas em áreas sem assistência institucional», en VENÂNCIO, R. P. (org.), *Uma história social do abandono de crianças*, San Pablo-Belo Horizonte: Alameda-Ed. PUC Minas.
- SCOTT, A. S. V. *et al.* (2014), «Experiencias de abandono. La exposición de niños en los espacios coloniales portugueses y españoles», en REGUERA, A.; FLECK, E. y DECKMANN, C. (dirs.), *Variaciones en la comparación. Procesos, instituciones y memorias en la História de Brasil, Uruguay y Argentina (ss. XVIII-XX)*, Tandil: Ediciones del CESAL, Facultad de Ciencias Humanas, UNICEN.
- SILVA, J. FACHINI (2014), *Os filhos do destino: a exposição e os expostos na Freguesia Madre de Deus de Porto Alegre (1772-1837)*. Tesis de Maestría, Programa de Pós-Graduação em História, Unisinos, en <<http://biblioteca.asav.org.br/vinculos/000012/0000124B.pdf>>, acceso: 25/11/2015.
- (2015), «A ilegitimidade e a exposição de crianças: conexões historiográficas (América Latina, século XVIII-XIX)», en *Revista Angelus Novus*, n.º 8, San Pablo: USP.
- VENÂNCIO, R. PINTO (1988), *Infância sem destino: o abandono de crianças no Rio de Janeiro do século XVIII*. Tesis de Maestría, San Pablo: USP.
- (2010), *Uma história social do abandono de crianças*, San Pablo-Belo Horizonte: Alameda-Ed. PUC Minas.

Ampliación de la cobertura previsional y segregación laboral de los adultos mayores argentinos (2005-2014)

Social Security Coverage Expansion and Labor Segregation of Older Adults in Argentina (2005-2014)

Gabriela Sala

*Consejo Nacional de Investigaciones Científicas
y Técnicas de Argentina (Conicet)*¹

Resumen

Se describe la evolución del empleo de los adultos mayores entre 2005-2014, período en el que la cobertura previsional experimentó una notable expansión. También se analiza la segregación laboral de los adultos mayores respecto a los ocupados más jóvenes. El nivel de segregación laboral de los adultos mayores creció entre 2005 y 2010 y disminuyó entre 2010 y 2014. En el año 2005, la segregación de los varones mayores era muy baja y se observa en las ocupaciones directivas, de la comercialización ambulante, de la gestión, de la reparación y de la producción industrial y artesanal. En 2010 se acentuó en los mismos grupos ocupacionales, a excepción de las ocupaciones de la reparación. En 2014, los mayores continuaban segregados en la producción industrial y artesanal y aparecen ligeramente sobrerrepresentados en las

Abstract

The evolution of employment of elder adults in the period 2005-2014 is described herein, a period in which the social security coverage experienced a remarkable expansion. The level of labor segregation of elder adults increased between 2005 and 2010 and decreased between 2010 and 2014. In 2005, the segregation of elder males was very low and detected in managerial positions, street vendors, and occupations related to direction, repair and industrial and handicraft productions. In 2010, the segregation was even more remarkable in the same occupational groups, with the exception of occupations related to repairing. In 2014, the elder were still segregated in industrial and handicraft production, and they appear slightly overrepresented in occupations related to

119

*Revista
Latino-
americana
de Población*

1 Es doctora en Demografía por el Centro de Planejamento e Desenvolvimento Regional (Cedepar) de la Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG) en Brasil, y licenciada en Sociología por la Facultad de Ciencias Sociales, Universidad Nacional de Buenos Aires (UBA) desde 1993. Es investigadora independiente del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas de Argentina (Conicet) con sede en el Centro de Investigaciones Laborales (CEIL) Saavedra 15. Contacto: <gabriela67@hotmail.com>.

ocupaciones de la construcción, de la salud y la sanidad y de los servicios de limpieza no domésticos.

En 2005 las mujeres mayores estaban sobrerrepresentadas en las ocupaciones de la reparación, de los servicios gastronómicos, de los servicios de limpieza no domésticos, de la gestión y de la producción industrial y artesanal. Entre 2005 y 2010 se acentuó la segregación en las ocupaciones de la reparación de bienes de consumo, de la gestión, del cuidado y la atención de las personas y directivas. Entre 2010 y 2014, los niveles de segregación laboral disminuyeron y se destaca la sobrerrepresentación en las ocupaciones de la reparación, de los servicios gastronómicos, de la gestión y de los servicios de limpieza no domésticos.

Palabras clave: Segregación laboral. Cobertura previsional. Envejecimiento demográfico. Argentina

construction, health and sanitation, besides non-domestic cleaning services.

In 2005 elder women were overrepresented in repairing occupations, gastronomic services, non-domestic cleaning services, management, and industrial and handicraft production. Between 2005 and 2010 the segregation of elder people increased in the occupations related to consumer goods, management, people's care and attention and direction. Between 2010 and 2014, the levels of labor segregation decreased and overrepresentation in the occupations of repair, gastronomic services and non-domestic cleaning services can be remarked.

Key words: Labour Segregation. Social Security Coverage. Demographic Aging. Argentina.

Introducción

Desde el año 2004, el Gobierno nacional argentino promovió cambios en la legislación previsional para ampliar los niveles de cobertura entre las personas en edad jubilatoria que no habían efectuado contribuciones o que, habiendo completado los años de aportes requeridos, no tenían la edad para jubilarse. Además, diversas medidas apuntaron a recomponer el monto de las jubilaciones y pensiones y garantizar su aumento, siguiendo la evolución de los salarios y de los ingresos del sistema previsional.

Como consecuencia de las medidas, entre 2005 y septiembre de 2013 se otorgaron 2,7 millones de nuevas jubilaciones y pensiones, que representaban más del 40% del total de beneficios otorgados por el sistema previsional. De este modo, la cobertura previsional en Argentina superó el 90% y se ubicó entre las más altas de Latinoamérica (Bertranou *et al.*, 2012).

El aumento de la cobertura previsional redujo el porcentaje de adultos mayores sin ingresos propios (Sala, 2012). Tuvo efectos redistributivos a nivel regional, por el mayor crecimiento en las provincias con mayores deficiencias y en la equidad de género, porque tres cuartas partes de los nuevos beneficiarios fueron mujeres. La ampliación de la cobertura y los incrementos periódicos de los beneficios previsionales contribuyeron a reducir la pobreza y la indigencia y a mejorar la distribución del ingreso de los adultos mayores (Calabria y Calero, 2011).

Este artículo busca describir la evolución del empleo de los adultos mayores en tres momentos del período 2005-2014 e indagar la existencia de nichos ocupacionales que permiten la continuidad laboral de esta subpoblación. Es decir, busca detectar grupos ocupacionales en los que los adultos mayores están concentrados de una manera desproporcionada y asimétrica respecto a los ocupados de menor edad, y determinar la existencia de variaciones en esa concentración.

Fue organizado en ocho apartados, incluyendo esta introducción. Los dos siguientes abordan la relación entre el nivel de cobertura previsional y la participación laboral de los adultos mayores argentinos. El cuarto se refiere al perfil educativo de los mayores ocupados. El quinto describe los cambios en la estructura de ocupaciones de la población total y adulta mayor y los cambios en la participación relativa de los mayores en cada grupo ocupacional entre 2005 y 2014. El sexto sintetiza algunos conceptos sobre segregación laboral. El séptimo describe y aplica la metodología para estimar los niveles de segregación laboral de los adultos mayores urbanos argentinos y los compara en tres momentos de la década, y el octavo contiene algunas conclusiones.

Cobertura previsional y participación laboral en la tercera edad

La tendencia descendente de la participación laboral de los adultos mayores en los países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) fue atribuida al acceso a los beneficios de la seguridad social y a los planes privados de pensiones (Stock y Wise, 1990; Coile y Gruber, 2000). Al respecto, Dorn y Souza Poza (2005) afirmaron que los sistemas de seguridad social con disposiciones de jubilación anticipada generosas favorecen los retiros anticipados voluntarios e involuntarios, muchas veces promovidos por las empresas en situaciones de crisis. De este modo, las prestaciones de la seguridad social pueden actuar como una forma de seguro de desempleo, al subvencionar las

reducciones del personal y así disminuir el costo empresarial del despido de los trabajadores mayores.

Del Poppolo (2001) señaló la relación entre la participación laboral de los adultos mayores latinoamericanos con la baja cobertura de los sistemas previsionales y el bajo monto de los beneficios otorgados. No obstante, destacó la mayor intensidad de la participación de los no pobres en relación con los pobres e indigentes. También mencionó la mayor concentración de adultos mayores latinoamericanos ocupados en actividades por cuenta propia —no técnicas ni profesionales— y el descenso de la participación entre los asalariados a medida que avanza la edad. Asimismo, destacó la precariedad de esta inserción laboral y la percepción de menores ingresos con idéntica carga horaria. También destaca la menor nitidez de la relación entre la participación laboral femenina y la cobertura previsional, debida a la interacción con otros factores, ya que las mujeres mayoritariamente perciben beneficios previsionales por viudez.

En Argentina, Bertranou (2001) analizó la transición de la actividad laboral al retiro de los trabajadores del Gran Buenos Aires de 55 y más años y mostró que la edad estaba negativamente asociada con la probabilidad de participar en la fuerza laboral; que la convivencia en pareja y la cantidad de miembros del hogar la reducían en el caso de las mujeres y la aumentaban entre los varones; que la condición de jefe del hogar aumentaba la probabilidad de participación en ambos sexos, y que las enfermedades crónicas y las discapacidades reducían las chances de participación laboral y la cantidad de horas trabajadas.

A partir de datos de la Encuesta de la Tercera Edad sobre Estrategias Previsionales (ETEEP) del 2003, el Banco Mundial (BM) señaló que los principales determinantes de la participación laboral de los adultos mayores de áreas urbanas argentinas eran los ingresos no laborales —principalmente los previsionales—, el estado de salud, los arreglos domiciliarios y la ocupación. Comparó atributos de los adultos mayores jubilados económicamente activos e inactivos y los de los no jubilados. Concluyó que los activos tenían más chances de ser hombres, de menor edad, con mejor estado de salud y residentes en hogares con mayor número de hijos y menos personas jubiladas. Observó mayor participación de los activos en la construcción, transporte, servicios y comercio y entre los trabajadores por cuenta propia. Señaló que los activos trabajaban a tiempo completo, tenían una presencia de larga data en el mercado laboral, exhibían menor intermitencia en el empleo y menor densidad de aportes a la seguridad social (BM, 2007).

Por su parte, Alós *et al.* (2008) concluyeron que la probabilidad de participar en el mercado de trabajo entre los mayores de sesenta años estaba inversamente relacionada con haber completado la cantidad mínima de años de aportes requerida para acceder a la jubilación, con ser varón y soltero o viudo, con la buena salud y con haber alcanzado estudios universitarios. Señalaron que entre quienes gozaban de beneficios previsionales, la probabilidad de permanecer económicamente activos estaba fuertemente condicionada por el monto de estos, la edad y el estado de salud.

Paz (2010) constató el incremento en el porcentaje de adultos mayores asalariados y la caída del porcentaje de cuentapropistas entre 1980 y 2006. También destacó la mayor incidencia de la informalidad entre los adultos mayores argentinos y la mayor propensión a estar ocupados en firmas formales, en relaciones informales.

La participación laboral de los adultos mayores responde a condicionantes que operan sobre la población en general: la dinámica económica, el grado de urbanización, el

sexo, la edad, la escolaridad, el estado de salud, los ingresos provenientes de otras fuentes alternativas al trabajo, la posición en el hogar, las responsabilidades familiares y las expectativas de ingresos derivados del trabajo. Además de los factores antes señalados, este grupo etario tiene un rasgo particular, porque la percepción de jubilaciones y pensiones y el monto de estas son determinantes de su participación en el mercado de trabajo.

A partir de datos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) de Argentina de mediados del 2014, se observó que entre los adultos mayores urbanos argentinos *la edad, el ingreso familiar per cápita y la percepción de ingresos previsionales* son los factores más estrechamente asociados con la participación laboral. *La edad* reduce las chances de participación laboral y no se detectaron diferencias en perjuicio de las mujeres, descartando evidencias de mayor obsolescencia de las trabajadoras de mayor edad. También se observó una relación inversa entre el *nivel de ingreso familiar per cápita* y la participación laboral. La *condición de receptor de ingresos de jubilación o pensión* también disminuye las chances de continuar económicamente activo a mayor edad y esta reducción es más marcada entre las mujeres.

Con menor intensidad de asociación, el *nivel de ingresos previsionales* reduce las chances de participación laboral en ambos sexos. La *condición de jefe del hogar* las incrementa respecto de los no jefes, especialmente entre las mujeres. *Estar casado o unido* las incrementa entre los varones y las reduce entre las mujeres.

La *escolaridad* tiene una asociación muy débil con la participación laboral de los adultos mayores, aunque la intensidad de la asociación es mayor entre las mujeres con estudios superiores. La participación laboral en la tercera edad está significativamente asociada con los *estudios superiores completos* en ambos sexos, especialmente entre las mujeres. La *percepción de ingresos no previsionales extra laborales* reduce las chances de participación laboral en ambos sexos.

Cobertura previsional y participación laboral en áreas urbanas argentinas

El quinquenio 2005-2010 se diferencia del período siguiente por mayor crecimiento económico, menor inflación e intensa expansión de la cobertura previsional, especialmente entre las mujeres. Desde el año 2007 el crecimiento económico se estancó. A comienzos de la presente década la economía argentina entró en recesión y desde entonces la inflación se aceleró. En 2014 nuevas modificaciones en las leyes previsionales permitieron la incorporación de nuevos beneficiarios.

En el total de ocupados residentes en los aglomerados urbanos argentinos relevados por la EPH, en el año 2005, 10% de los varones y 8% de las mujeres tenían 60 o más años. En el período 2005-2014 la participación laboral de los varones de 60 y más creció a 13% y la de las mujeres mayores se mantuvo estable.

La ampliación en la cobertura previsional y la mejora en los montos de jubilaciones y pensiones impactaron en la participación laboral de los adultos mayores argentinos, que evolucionó en dos sentidos divergentes. Entre 2005 y 2010 se observó una notoria reducción de la participación de quienes tendrían mayores dificultades de inserción laboral, por su menor escolaridad y mayor edad. Algunos subgrupos exhibieron un comportamiento coincidente con la tendencia de larga duración, marcada por la mayor permanencia en el mercado de trabajo, que involucraba especialmente a las personas de mayor escolaridad, a

los adultos mayores más jóvenes y a los no perceptores de beneficios previsionales. Entre los últimos, se destaca el incremento de la participación laboral de los varones próximos a la edad jubilatoria, de todos los niveles de escolaridad.

En el período 2010-2014 se observa una retracción de la participación laboral masculina, especialmente entre los 60 y 64 años, y un ligero incremento de la femenina. Específicamente, cayó la participación laboral de los varones de 60 a 64 años sin escolaridad superior completa y la de los de 65 a 69 años con escolaridad baja, media y alta. Esta reducción se observa entre los perceptores y no perceptores (tablas 1, 2 y 3)

La participación femenina cayó entre 2005 y 2010 y tuvo un ligero incremento en el período siguiente. En el primer período, en un contexto de reducción generalizada, sobresale el incremento de la participación laboral de las mujeres con baja escolaridad de 60 a 64 años y de 65 a 69 años con estudios superiores completos. En el período 2010-2014 creció la participación laboral de las mujeres de todos los niveles de escolaridad de 60 a 64 y de 70 y más y descendió entre las de 65 a 69 años (tabla 2).

Tabla 1

Tasas de actividad masculinas por grupos de edad, según escolaridad. Zonas urbanas. Argentina. Años 2005, 2010 y 2014

Nivel de instrucción	Segundo semestre de 2005			Tercer trimestre de 2010			Segundo trimestre de 2014			Dif. en puntos porcentuales 2010-2005			Dif. en puntos porcentuales 2014-2010		
	60-64	65-69	70 y +	60-64	65-69	70 y +	60-64	65-69	70 y +	60-64	65-69	70 y +	60-64	65-69	70 y +
Muy bajo	69	55	19	70	26	8	64	29	7	2	-29	-11	-6	3	-1
Bajo	75	42	14	76	39	9	69	38	12	1	-3	-5	-6	-1	3
Medio	72	55	22	82	43	21	70	42	16	9	-12	-2	-11	-1	-4
Alto	81	74	19	83	52	25	88	47	29	2	-22	6	5	-5	4
Total	74	50	17	77	40	13	72	39	14	3	-10	-4	-6	-1	1

Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (Indec) de Argentina: EPH, segundo semestre de 2005, cuarto trimestre de 2010 y segundo trimestre de 2014

Tabla 2

Tasas de actividad femeninas por grupos de edad, según escolaridad. Zonas urbanas. Argentina. Años 2005, 2010 y 2014

Nivel de instrucción	Segundo semestre de 2005			Tercer trimestre de 2010			Segundo trimestre de 2014			Dif. en puntos porcentuales 2010-2005			Dif. en puntos porcentuales 2014-2010		
	60-64	65-69	70 y +	60-64	65-69	70 y +	60-64	65-69	70 y +	60-64	65-69	70 y +	60-64	65-69	70 y +
Muy bajo	34	30	6	29	20	3	32	13	4	-5	-10	-3	3	-7	1
Bajo	35	22	5	37	20	3	29	16	3	2	-2	-2	-7	-3	0
Medio	44	27	7	35	23	3	46	21	5	-9	-4	-5	11	-1	2
Alto	59	31	12	50	43	10	52	29	14	-9	12	-2	2	-14	4
Total	39	25	6	37	23	4	38	19	5	-2	-2	-2	1	-4	1

Fuente: Indec: EPH, segundo semestre de 2005, cuarto trimestre de 2010 y segundo trimestre de 2014

La retracción de la participación laboral masculina y el ligero incremento de la femenina, presenta rasgos diferentes cuando se controla la condición de percepción de ingresos previsionales. Los varones *no* perceptores reforzaron su presencia en el mercado de trabajo mientras que las mujeres *no* perceptoras muestran tasas de actividad en aumento

entre 2005 y 2010, y decrecientes entre 2010 y 2014, que al final del período se ubican por encima de las de 2005 (gráficos 1 y 2).

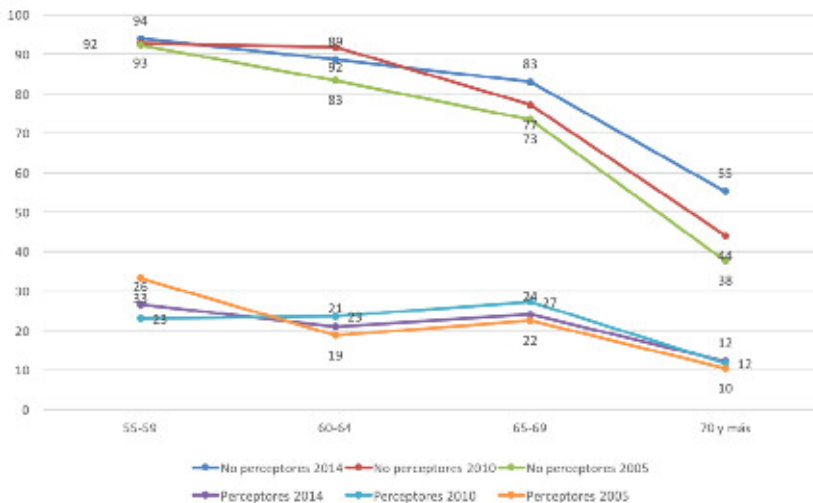
La participación de los varones mayores de 59 años perceptores ingresos previsionales creció entre 2005 y 2010 y decreció en el período siguiente. Paralelamente, el nivel de actividad de las mujeres mayores perceptoras cayó entre 2005 y 2010 y luego se estabilizó (tabla 3). Las reducciones en la participación laboral podrían atribuirse a las mejoras en las jubilaciones y pensiones, a la presencia de otros contribuyentes en el hogar y a la pérdida de dinamismo del mercado de trabajo.

Tabla 3
Tasas de actividad de los perceptores de ingresos de jubilaciones y pensiones, por sexo y grupos de edad.
Argentina, zonas urbanas. 2005, 2010 y 2014

Año	Varones				Mujeres			
	55-59	60-64	65-69	70 y más	55-59	60-64	65-69	70 y más
2014	26	21	24	12	23	22	15	4
2010	23	23	27	12	32	22	16	3
2005	33	19	22	10	31	25	19	4

Fuente: Indec: EPH, segundo semestre de 2005, cuarto trimestre de 2010 y segundo trimestre de 2014

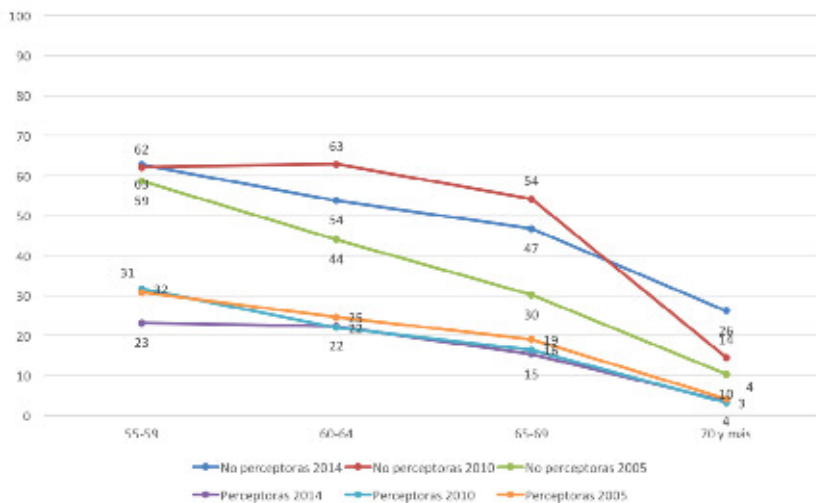
Gráfico 1
Tasas de actividad masculinas por grupos de edad, según percepción de ingresos de jubilación o pensión.
Argentina, zonas urbanas. 2005, 2010 y 2014



Fuente: Indec: EPH, segundo semestre de 2005, cuarto trimestre de 2010 y segundo trimestre de 2014

Gráfico 2

Tasas de actividad femeninas por grupos de edad, según percepción de ingresos de jubilación o pensión.
Argentina, zonas urbanas. 2005, 2010 y 2014



Fuente: Indec: EPH, segundo semestre de 2005, cuarto trimestre de 2010 y segundo trimestre de 2014

Características educativas de los adultos mayores argentinos

La mayoría de los adultos mayores ocupados tenía bajo nivel de instrucción y su escolaridad era inferior a la de los trabajadores más jóvenes. Las mujeres presentaban mayores brechas educativas por edad que los varones en las tres mediciones. Así, mientras la mayoría de las ocupadas menores de sesenta años tenía nivel de instrucción medio, entre las de mayor edad la categoría modal correspondía a quienes tenían bajo nivel de instrucción.

En el período mejoró la escolaridad de los trabajadores argentinos de todas las edades y se redujo la brecha educativa entre generaciones, especialmente entre 2005 y 2010. Las mejoras en la escolaridad se observan especialmente en los extremos, ya que cayó el porcentaje de ocupados con nivel de instrucción muy bajo y creció el de quienes habían concluido estudios de tercer nivel. Ambos procesos fueron especialmente destacables entre los adultos mayores y entre las mujeres.²

En 2010, una porción significativa de los adultos mayores argentinos con instrucción muy baja y baja estaba vinculada a ocupaciones de la construcción, el servicio doméstico, la comercialización directa, los servicios de limpieza no domésticos, el transporte, el cuidado y la atención de personas, la producción industrial y artesanal y la reparación de bienes de consumo. Por otra parte, entre los más escolarizados se observa un perfil laboral más diversificado, aunque la mayoría de ellos se vinculaba a ocupaciones de la educación, la salud, directivas de pequeñas y medianas empresas y de la gestión administrativa, planificación y control, en las que, probablemente, los adultos mayores disfrutaban de mayor

2 Cabe señalar que entre las mujeres ocupadas es notable la participación de quienes habían completado estudios de tercer nivel. Entre ellas se contabiliza a las docentes de nivel inicial y medio.

estabilidad y mejores condiciones laborales (Sala, 2012). En 2014 la distribución según ocupaciones mostraba rasgos semejantes.

Cambios en la estructura de ocupaciones y en la composición por edad³

Entre 2005 y 2015 la estructura del empleo masculino total no sufrió prácticamente alteraciones, mientras que la composición del empleo femenino total mostró pocas modificaciones, expresadas en la reducción de la participación del servicio doméstico y de la comercialización directa. En contraposición, los cambios en la estructura de empleo de los adultos mayores fueron más acentuados, especialmente entre las mujeres (tablas 4 y 5).

Tabla 4

Distribución según grupo ocupacional de los varones mayores de 59 años (%). Aglomerados urbanos argentinos, 2005, 2010, 2014

Grupos de ocupaciones	Total varones			Varones de 60 y más		
	2005	2010	2014	2005	2010	2014
de la construcción edilicia y de obras de infraestructura	16	16	16	16	18	14
de la comercialización directa	11	11	10	13	10	11
de la producción industrial y artesanal	12	12	12	10	8	9
Directivos de mediana, pequeñas y microempresas	6	6	5	10	13	8
de la gestión	11	12	11	8	11	12
del transporte	8	9	9	8	10	12
de la reparación de bienes de consumo	5	4	4	7	4	5
de los servicios de vigilancia y seguridad civil	2	2	2	3	2	4
de la salud y sanidad	2	2	2	3	2	3
de la comercialización ambulante y callejera	2	1	2	1	3	3
Total ocupaciones seleccionadas	74	74	72	79	80	81
Otros grupos ocupacionales	26	26	28	21	20	19

Fuente: Indec: EPH, 2005, 2010 y 2014

Entre los varones de mayor edad, entre 2005 y 2014, creció la presencia de los ocupados en la gestión, el transporte y la comercialización ambulante. Entre 2005 y 2010

3 Este artículo propone una modalidad de aprovechamiento de los datos de la Encuesta Permanente de Hogares para describir el perfil de los adultos mayores ocupados. Esta fuente es semejante a la de muchos países latinoamericanos. La EPH releva información sobre individuos de hogares particulares de las principales áreas urbanas de este país, por lo que no permite caracterizar a la población residente en áreas de menor tamaño ni en hogares colectivos. Una de las limitaciones de esta fuente deriva del carácter muestral de la información que provee, que restringe las posibilidades de considerar simultáneamente diferentes variables, especialmente cuando se analizan poblaciones pequeñas. En este artículo, el índice de segregación tomó como insumo a la población ocupada clasificada por sexo, edad y grupo ocupacional. Las estimaciones correspondientes a cada uno de los diez grupos ocupacionales considerados en el cálculo del índice tenían un error muestral inferior al 10%. Desde el año 2007 se cuestiona buena parte de la información generada por el Indec argentino, organismo productor de la EPH, debido a la salida de trabajadores altamente calificados de esa institución. No se evaluó de qué manera esta situación afectó la calidad de la información, ya que esta tarea excede los alcances de este artículo y quizás resulte imposible determinar el perjuicio para las estadísticas públicas del proceso de intervención del Indec.

cayó la participación de las ocupaciones de la comercialización directa, de la producción industrial y artesanal, de la reparación, de los servicios de vigilancia y seguridad civil y creció la de los vinculados a la construcción. Estos cambios se revirtieron en el período 2010-2014 (tabla 4).

Entre 2005 y 2014, entre las trabajadoras mayores cayó la participación relativa de las ocupadas en el servicio doméstico, la comercialización directa y, en menor grado, de las vinculadas a los servicios de limpieza no domésticos. Creció la presencia relativa en tareas de gestión, de la salud y sanidad, de la producción industrial y artesanal y del cuidado y la atención de personas (tabla 5).

Tabla 5

Distribución según grupo ocupacional de las mujeres mayores de 59 años (%). Aglomerados urbanos argentinos, 2005, 2010, 2014

Grupos de ocupaciones	Total mujeres			Mujeres de 60 y más		
	2005	2010	2014	2005	2010	2014
de los servicios domésticos	16	17	14	23	18	17
de la comercialización directa	15	14	12	21	12	14
de la gestión	19	19	20	12	12	15
de los servicios de limpieza no domésticos	6	5	6	7	6	4
de la producción industrial y artesanal	7	5	6	6	5	8
de la salud y sanidad	6	7	6	6	8	8
de servicios gastronómicos	4	4	4	4	4	3
Directivos de mediana, pequeñas y microempresas	3	3	2	4	8	3
de la reparación de bienes de consumo	1	1	1	3	3	2
del cuidado y la atención de las personas	2	3	6	2	6	7
Total ocupaciones seleccionadas	80	78	76	87	82	82
Otros grupos ocupacionales	20	22	24	13	18	18

Fuente: Indec: EPH. 2005, 2010 y 2014

A continuación, se indagó el nivel de envejecimiento demográfico en los grupos ocupacionales que congregaban a la mayoría de los adultos mayores, estimado a partir del porcentaje de adultos mayores, y se detectaron tendencias de mediano plazo y cambios de corto plazo, afectados por la coyuntura económica y las fluctuaciones en la cobertura previsional.

Una de las tendencias de mediano plazo es el incremento, entre 2005 y 2014, del porcentaje de adultos mayores entre los ocupados en la gestión; de los varones mayores entre los ocupados en el transporte y en los servicios de vigilancia y seguridad civil y de las mujeres mayores en la reparación de bienes de consumo, la producción industrial y artesanal y la salud y sanidad (tablas 6 y 7).

En el mismo período cayó la participación relativa de los varones mayores entre los ocupados en la reparación de bienes de consumo y de las mujeres mayores en los servicios de limpieza no domésticos y gastronómicos. Es decir estas que ocupaciones rejuvenecieron (tablas 6 y 7).

Tabla 6

Porcentaje de varones mayores de 59 años en el total de varones ocupados en cada grupo ocupacional.
Aglomerados urbanos argentinos, 2005, 2010, 2014

Grupos de ocupaciones	Total varones		
	2005	2010	2014
de la construcción edilicia y de obras de infraestructura	10	11	8
de la comercialización directa	11	8	11
de la producción industrial y artesanal	8	6	8
Directivos de mediana, pequeñas y microempresas	17	20	16
de la gestión	7	9	10
del transporte	10	10	12
de la reparación de bienes de consumo	15	8	7
de los servicios de vigilancia y seguridad civil	12	12	15
de la salud y sanidad	12	10	15
de la comercialización ambulante y callejera	7	20	15
Total ocupaciones (seleccionadas y no seleccionadas)	10	9	13

Fuente: Indec: EPH, 2005, 2010 y 2014

Tabla 7

Porcentaje de mujeres mayores de 59 años en el total de mujeres ocupadas en cada grupo ocupacional.
Aglomerados urbanos argentinos, 2005, 2010, 2014

Grupos de ocupaciones	Total mujeres		
	2005	2010	2014
de los servicios domésticos	12	9	10
de la comercialización directa	12	7	9
de la gestión	5	5	6
de los servicios de limpieza no domésticos	10	9	6
de la producción industrial y artesanal	7	7	12
de la salud y sanidad	7	10	10
de servicios gastronómicos	8	8	6
Directivos de mediana, pequeñas y microempresas	12	19	10
de la reparación de bienes de consumo	15	29	24
del cuidado y la atención de las personas	9	16	10
Total ocupaciones (seleccionadas y no seleccionadas)	8	8	8

Fuente: Indec: EPH, 2005, 2010 y 2014

Durante la fase de crecimiento económico y de menor inflación aumentó la participación relativa de los adultos mayores de ambos sexos en las ocupaciones directivas, de los varones de mayor edad en la construcción y la comercialización ambulante y de las mujeres mayores en las ocupaciones del cuidado y la atención de personas (tablas 6 y 7). Esta participación se retrajo durante los cuatro años siguientes, al desacelerarse el crecimiento económico y aumentar la cobertura previsional. La mayoría de estas ocupaciones,

a excepción de las directivas, funcionan como refugio de la mano de obra desempleada y, al empeorar las condiciones económicas, se tornaron atractivas para trabajadores más jóvenes, que desplazaron a los mayores hacia la inactividad.

Segregación laboral de los adultos mayores

En esta sección se aborda la problemática de la segregación laboral por edad que involucra a los adultos mayores. Humpert (2013) sintetiza abordajes clásicos y contemporáneos de esta problemática. Entre los primeros, sitúa aquellos que consideran que las oportunidades de trabajo y la gama de ocupaciones se reducen con la edad, porque los empleadores suponen una disminución de las capacidades individuales, de la productividad o por discriminación. Se refiere a estudios que fundamentan las preferencias por contratar trabajadores más jóvenes por el mayor tiempo durante el cual el empleador obtendrá beneficios, a partir de costos de contratación y entrenamiento idénticos para trabajadores jóvenes y mayores. El autor menciona además que las empresas con salarios crecientes con la antigüedad contratan con menor frecuencia trabajadores mayores y prefieren a candidatos con menos años de experiencia laboral.

Entre los estudios más recientes, destaca las conclusiones que muestran la distribución más homogénea entre ocupaciones de los mayores de 55 años con mayor tiempo de contratación, en relación con los reingresantes al mercado laboral de la misma edad. En la misma línea, destaca las conclusiones de otro trabajo que observa mayor concentración ocupacional entre los mayores de 55 años que estuvieron desempleados más de un año, que los ocupados de la misma edad desempleados durante un período menor.

Luego sintetiza las principales conclusiones de estudios que abordan esta problemática en países de la OCDE en los últimos años. Así, por ejemplo, en España se observó que los trabajadores mayores de 45 años estaban más segregados que los más jóvenes y que las mujeres de mayor edad tenían menos oportunidades laborales que los hombres de edad avanzada. En Finlandia empresas que permiten la permanencia de trabajadores mayores de 50 años son menos propensas a la contratación de trabajadores de estas edades. Paralelamente, en Estados Unidos, los trabajadores de más edad que cambian de empleador tienden a seleccionar empresas que contratan un alto porcentaje de trabajadores mayores. Además, en Bélgica, las mujeres mayores tienen menos probabilidades de encontrar empleo que las mujeres más jóvenes o que los hombres de cualquier edad, aun cuando acepten un salario y pagos a la seguridad social menores (Humpert, 2013).

El mismo autor analiza luego los cambios en las oportunidades laborales de los adultos mayores y su relación con los cambios en las políticas laborales y de jubilación en Alemania occidental. Muestra una disminución a largo plazo en la segregación ocupacional por sexo, que se verifica entre los ocupados menores de 54 años. Entre los mayores observa un incremento de la segregación a partir de la década del ochenta, asociados a los cambios en las políticas laborales y de jubilación. Destaca que la segregación laboral es mayor entre las mujeres que entre los hombres mayores (Humpert, 2013).

A continuación se propone un abordaje de la segregación laboral, definida como la concentración desproporcionada y asimétrica de los adultos mayores de cada sexo en diferentes grupos de ocupaciones. Parte del supuesto de la existencia de mecanismos de ingreso (por vía del autoempleo o de la contratación) y de condiciones para el desempeño

y la permanencia prevalecientes en algunas ocupaciones, capaces de convertirlas en nichos que posibilitan la continuidad laboral en edades avanzadas.⁴

En general, las ocupaciones que requieren menor calificación suponen un uso intensivo del cuerpo, jornadas de trabajo de mayor duración y peores condiciones laborales, por lo que la mayor edad y la pérdida de salud dificultan el cumplimiento de las tareas que estas suponen. Por otra parte, en general permiten la incorporación de trabajadores jóvenes, migrantes y reingresantes al mercado laboral, por sus menores requisitos de calificación. En las que requieren mayor calificación, la edad no tiene tantas desventajas. Sin embargo, los adultos mayores enfrentan limitaciones para permanecer en el mercado de trabajo relacionadas con la obsolescencia de sus conocimientos ante el rápido avance tecnológico y la mayor escolaridad de los trabajadores más jóvenes. Además, algunas de estas ocupaciones están reguladas por disposiciones que obligan al retiro a edades determinadas.

En un contexto de elevada precariedad, en el que los trabajadores más jóvenes tienen mayor escolaridad, los adultos mayores tienen menores ventajas y pueden competir con éxito solo en aquellas ocupaciones en las que se valora su experiencia. Además, la contratación de adultos mayores tanto en las ocupaciones que requieren menor calificación como en las que convocan a trabajadores más calificados, la demanda de los bienes y servicios que ellos ofrecen también están condicionadas por el grado de prejuicio hacia el trabajo de las personas mayores y la sobrevaloración de la juventud en la esfera laboral.

Las ocupaciones directivas, de la salud y la educación implican la puesta en juego de habilidades menos afectadas por la edad, como las capacidades de comunicar, organizar, tomar decisiones, transmitir conocimientos y que podrían estar menos expuestas a los prejuicios que afectan a la vejez. Estas ocupaciones serían permeables a la permanencia de personas de edades avanzadas, porque se valoran sus atributos.

Las ocupaciones del cuidado de las personas, de la reparación de bienes de consumo (que congrega entre otros oficios a las modistas), el servicio doméstico, las ocupaciones de limpieza no doméstica o algunas formas de producción artesanal, se ubican en una línea de continuidad entre las labores de la reproducción familiar y por ello explican la concentración de mujeres mayores de baja instrucción.

Las ocupaciones de limpieza no doméstica y de seguridad y vigilancia son también una alternativa para los varones con menor escolaridad. En ellas prevalecen los empleos de medio tiempo, que resultan de la externalización de funciones de empresas, que contratan los servicios de agencias.

La permanencia en el mercado de trabajo en edades avanzadas también depende del grado de control sobre los medios de trabajo a lo largo de la vida activa. Así, los patrones y trabajadores por cuentapropia tienen más chances de permanecer ocupados a mayor edad. Estas categorías ocupacionales prevalecen en las ocupaciones directivas, de la comercialización directa, de la construcción, de la reparación de bienes de consumo y de la producción artesanal.

4 En la literatura anglosajona y en las revisiones latinoamericanas se ha utilizado el término «segregación laboral» para dar cuenta de diferencias en los niveles de concentración laboral. De este modo, se neutraliza el término «segregación», entendido como el efecto de acciones de separación o marginación de una persona o un grupo de personas por motivos sociales, políticos o culturales. Por la complejidad y extensión, no se analiza la segregación laboral de los trabajadores de mayor edad, producto de barreras que limitan su acceso o permanencia en determinadas ocupaciones.

Metodología empleada para estimar la segregación ocupacional

A continuación se analizan los niveles de segregación laboral de los adultos mayores urbanos argentinos en tres años del período 2005-2014 a partir del índice de asociación global en un *modelo log-lineal saturado*.

El índice de asociación global en un modelo log-lineal saturado permite medir la segregación de diferentes tipos de trabajadores en distintas ocupaciones, empleos y locales de trabajo, controlando, simultáneamente, las diferencias en la composición de poblaciones específicas. Es decir, que permite controlar simultáneamente las diferencias en las estructuras productivas y las discrepancias en el peso relativo de los adultos mayores en los mercados de trabajo. Este índice fue utilizado en estudios de segregación laboral por sexo (Oliveira, 1998 y 2003) y permitió detectar cambios en los niveles de feminización de algunas ocupaciones.

Con la misma metodología fue estimada la segregación laboral de los adultos mayores urbanos argentinos en 2011. Se observó que los varones de sesenta y más años que no habían completado estudios de nivel medio estaban sobrerrepresentados entre los directivos de pequeñas y microempresas. En menor grado, también estaban segregados en las ocupaciones de los servicios de vigilancia y seguridad civil, de la reparación de bienes de consumo, de la comercialización directa, de la construcción edilicia, del transporte y del almacenaje. Por su parte, quienes tenían nivel de instrucción medio y alto estaban sobrerrepresentados respecto a los varones más jóvenes, entre los directivos de medianas, pequeñas y microempresas, y en las ocupaciones de la producción industrial y artesanal, del transporte, de la construcción edilicia y de la gestión administrativa, planificación y control. Paralelamente, las trabajadoras de mayor edad y menor escolaridad estaban segregadas en las ocupaciones del cuidado y la atención de personas, de la comercialización directa, de la producción industrial y artesanal, de los servicios de limpieza no domésticos, de la comercialización ambulante y callejera, directivas de pequeñas y microempresas y de la gestión administrativa, planificación y control. Mientras que las mujeres mayores con niveles de instrucción medio y alto estaban segregadas en las ocupaciones de la salud y sanidad, directivas de pequeñas y microempresas, de los servicios de limpieza no domésticos y de la gestión presupuestaria, contable y financiera (Sala, 2013).

El cálculo de este índice parte de la distribución de las poblaciones clasificadas según la variable que se considera determinante en la segregación, en este caso la edad. Provee una serie de parámetros, de los que serán analizados los valores v_j y A .

$$v_j = \ln \left(\frac{Maj}{Bj} \right) - \left[\frac{1}{j} \sum_{j=1}^j \ln \left(\frac{Maj}{Bj} \right) \right] = \ln \left(\frac{Maj}{Bj} \right) - \ln (\beta_2)$$

$$A = \exp \left(\frac{1}{j} \sum_{j=1}^j v_j^2 \right)^{1/2} = \exp \left(\frac{1}{j} \sum_{j=1}^j \left[1 - \left(\frac{Maj}{Bj} \right) \tilde{n} \left| \frac{1}{j} \sum_{j=1}^j 1 \left(\frac{Maj}{Bj} \right) \right| \right] \right)^{1/2}$$

Maj son los ocupados de sesenta y más años, por lugar de residencia y sexo, en la ocupación j y Bj son los ocupados menores de sesenta años en la ocupación j .

Los valores v_j son los desvíos de la razón entre ocupados de sesenta y más y los trabajadores menores en la ocupación j , con relación a la razón media de todas las ocupaciones, o sea, el desvío del grupo con relación a la representación de los trabajadores de mayor

edad. Si este parámetro es positivo, indica sobrerrepresentación de los adultos mayores en cada grupo de ocupaciones. Si es negativo, se interpreta que están subrepresentados en relación con los trabajadores de menor edad.

A = es el índice de segregación. En una situación de mercado de trabajo perfectamente integrado, es decir, en ausencia de segregación, $A = 1$. Cuanto más se distancie A de 1, más segregación presenta el mercado de trabajo.

El índice es sensible a la cantidad de categorías analizadas y el refinamiento de sistema clasificatorio incrementa las posibilidades de captar correctamente la magnitud de la segregación. Se optó por calcular los niveles de segregación considerando los diez grupos ocupacionales a dos dígitos que concentraban a la mayoría de los adultos mayores ocupados, según sexo y lugar de residencia.

Tres hipótesis guiaron la elaboración de este artículo. La primera postula que la expansión de la cobertura previsional contribuyó al incremento de los niveles de segregación por la salida del mercado laboral de los adultos mayores con menor escolaridad y la concentración en un número menor de ocupaciones de quienes permanecieron. Esta concentración fue polarizada y se produjo en ocupaciones con requerimientos de mayor calificación, como las de dirección y gestión y, por otra parte, en aquellas que albergaron a un número importante de cuentapropistas de baja calificación. Este es el caso de las ocupaciones de la construcción, del comercio ambulante y de las ocupaciones de la reparación.

Entre 2010 y 2014 se destaca la retracción de la participación laboral de los varones de 60 a 64 años sin escolaridad superior completa. Esta retracción coincidió con el rejuvenecimiento de las ocupaciones de la construcción, del comercio ambulante, directivas y de la gestión. Este rejuvenecimiento habría provocado una reducción de los niveles de segregación por edad en estos grupos ocupacionales al final del período.

Además, se postula que la mayor segregación laboral por edad en perjuicio de las mujeres mayores se relaciona con las brechas educativas entre generaciones y dentro del colectivo de mujeres de la tercera edad.

Hacia el final del período analizado se estimaba una disminución del nivel de segregación laboral por edad en beneficio de los adultos mayores de ambos sexos, asociada a la reducción de las brechas educativas entre generaciones, producto de las mejoras en la escolaridad de los adultos mayores ocupados.

Estas hipótesis encontrarían soporte parcial en la evidencia del crecimiento del nivel de segregación laboral de los adultos mayores entre 2005 y 2010 y posterior reducción entre 2010 y 2014. Además, en las tres mediciones consideradas se observa mayor nivel de segregación ocupacional entre las mujeres (tabla 8).

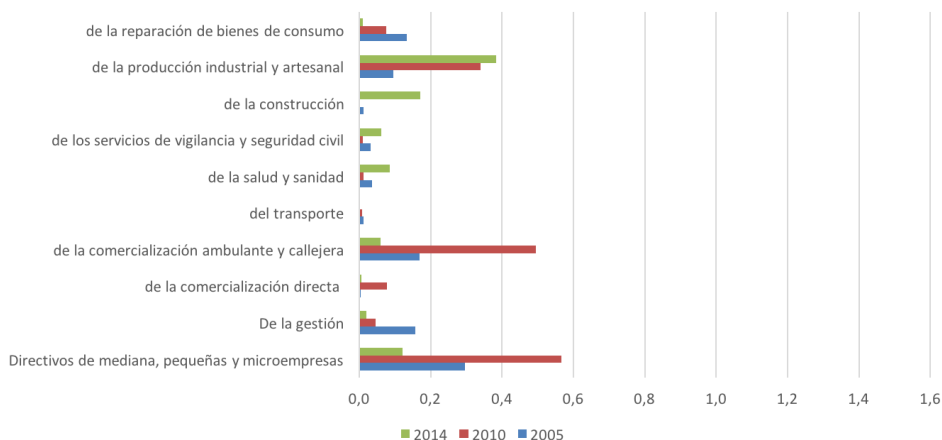
Tabla 8
Índices A de segregación ocupacional de los ocupados de 60 años y más, según sexo. 2013

	2005	2010	2014
Hombres	1,36	1,50	1,36
Mujeres	1,40	1,79	1,59

Fuente: Indec: EPH, segundo semestre de 2005, cuarto trimestre de 2010 y segundo trimestre de 2014

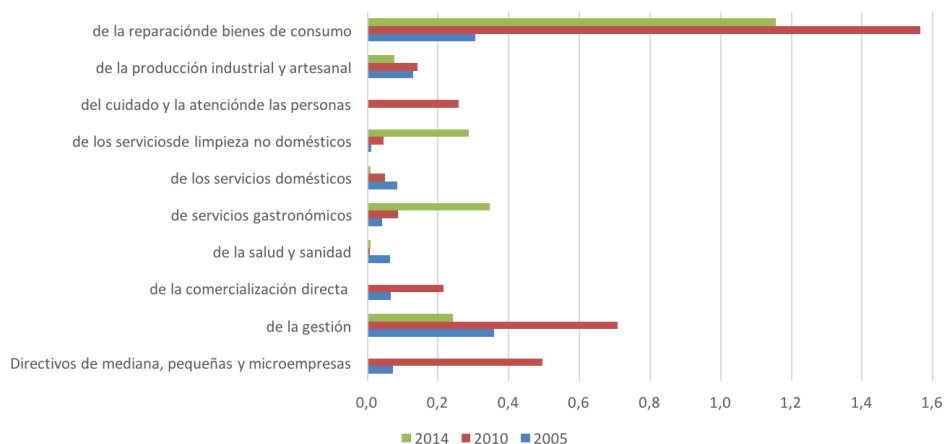
Los valores A se explican por la segregación laboral de los adultos mayores en cada grupo de ocupaciones. Estos grados, expresados en los valores v_j , se observan en los gráficos 3 y 4.

Gráfico 3
Parámetros v_j de segregación ocupacional de los varones de 60 años y más residentes en áreas urbanas argentinas.
2005, 2010 y 2014



Fuente: Indec: EPH, segundo semestre de 2005, cuarto trimestre de 2010 y segundo trimestre de 2014

Gráfico 4
Parámetros v_j de segregación ocupacional de las mujeres de 60 años y más residentes en áreas urbanas argentinas.
2005, 2010 y 2014



Fuente: Indec: EPH, segundo semestre de 2005, cuarto trimestre de 2010 y segundo trimestre de 2014

En el año 2005, la segregación laboral de los varones de mayor edad era inexpressiva en la mayoría de los grupos ocupacionales considerados. Estos estaban sobrerrepresentados respecto a los varones más jóvenes en las ocupaciones directivas, de la comercialización ambulante, de la gestión, de la reparación y de la producción industrial y artesanal.

En 2010 se profundizó la segregación de los varones mayores en las ocupaciones directivas, de la comercialización ambulante y de la producción industrial y artesanal. En 2014 los trabajadores mayores continuaban segregados en las ocupaciones de la producción industrial y artesanal, de la construcción y de la salud y la sanidad y los servicios de limpieza no domésticos.

Al comenzar el período analizado, las mujeres mayores estaban segregadas en las ocupaciones de la reparación, de los servicios gastronómicos, de limpieza no doméstica, de la gestión y de la producción industrial y artesanal. Entre 2005 y 2010 la segregación se acentuó en las ocupaciones de la reparación de bienes de consumo, de la gestión, del cuidado y la atención de las personas y directivas.

Entre 2010 y 2014 los niveles de segregación laboral disminuyeron notablemente. Hacia el final del período solo se destaca la sobrerrepresentación de las mujeres mayores en las ocupaciones de la reparación, de los servicios gastronómicos, de la gestión y de los servicios de limpieza no domésticos.

Conclusiones

Este artículo describió algunas tendencias relacionadas con la participación laboral de los adultos mayores urbanos argentinos en una década signada por la inclusión en el sistema previsional.

Concluye que la ampliación en la cobertura previsional y la mejora en los montos de jubilaciones y pensiones ocurridos entre 2005 y 2010 fueron acompañadas por una notoria reducción de la participación laboral de los adultos mayores con menor escolaridad y mayor edad, y de las mujeres receptoras de beneficios previsionales. En sentido inverso, en el quinquenio creció la participación laboral de los más escolarizados, de los adultos mayores más jóvenes y de los no receptores de beneficios previsionales, especialmente entre los varones próximos a la edad jubilatoria, de todos los niveles de escolaridad. Entre 2010 y 2014, en un marco de reducción de la participación laboral en la tercera edad, se detectan algunas excepciones, relacionadas con la mayor participación de las mujeres de 60 a 64 años y de las de 70 y más y, entre los varones, de quienes tenían 60 a 64 años, con escolaridad superior completa y los receptores mayores de 65 años.

En 2005, 2010 y 2014, la mayoría de los adultos mayores ocupados tenía bajo nivel de instrucción y su escolaridad era inferior a la de los trabajadores más jóvenes. Las mujeres presentaban mayores brechas educativas por edad que los varones. En el período mejoró la escolaridad de los trabajadores argentinos de todas las edades y se redujo la brecha educativa entre generaciones. Cayó el porcentaje de ocupados con nivel de instrucción muy bajo y creció el de quienes habían concluido estudios de tercer nivel. Ambos procesos fueron especialmente destacables entre los adultos mayores.

Se estimaron variaciones en el nivel de envejecimiento de diferentes grupos ocupacionales. Se detectaron tendencias de mediano plazo y cambios más afectados por la coyuntura económica y las fluctuaciones en la cobertura previsional. Entre 2005 y 2015 creció la participación de los mayores de 59 años de ambos sexos entre los ocupados en la gestión, de los varones mayores entre los ocupados en el transporte y los servicios de vigilancia y seguridad civil y de las mujeres mayores entre las ocupadas en la reparación de bienes de consumo, la producción industrial y artesanal y la salud y sanidad. Entre 2005 y 2010, durante la fase de crecimiento económico y menor inflación, aumentó la

participación relativa de los adultos mayores en las ocupaciones directivas, de los varones de mayor edad en la construcción y la comercialización ambulante y de las mujeres mayores en las ocupaciones del cuidado y la atención de personas. Esta participación luego se retrajo.

En tres momentos del período se indagó la presencia de nichos ocupacionales que permitieran la continuidad laboral de los adultos mayores, definiendo como tales a los grupos ocupacionales en los que estaban sobrerrepresentados.

El nivel de segregación laboral de los adultos mayores creció entre 2005 y 2010 y disminuyó entre 2010 y 2014. En el año 2005, la segregación laboral de los varones mayores era muy baja y se explica por su sobrerrepresentación en las ocupaciones directivas, de la comercialización ambulante, de la gestión, de la reparación y de la producción industrial y artesanal. En 2010 se acentuó en los mismos grupos ocupacionales, a excepción de las ocupaciones de la reparación. En 2005 las mujeres mayores estaban sobrerrepresentadas en las ocupaciones de la reparación, de los servicios gastronómicos, de los servicios de limpieza no domésticos, de la gestión y de la producción industrial y artesanal. Entre 2005 y 2010 la segregación se acentuó en las ocupaciones de la reparación de bienes de consumo, de la gestión, del cuidado y la atención de las personas y directivas.

Entre 2010 y 2014 los niveles de segregación laboral por edad de ambos sexos disminuyeron y probablemente se estabilizaron. Hacia el final de período emergen como nichos laborales que albergaban a los varones de mayor edad las ocupaciones de la producción industrial y artesanal, de la construcción, de la salud y la sanidad y los servicios de limpieza no domésticos. Paralelamente, las mujeres mayores aparecen sobrerrepresentadas en las ocupaciones de la reparación, de los servicios gastronómicos, de la gestión y de los servicios de limpieza no domésticos.

En los años analizados se destaca el mayor nivel de segregación laboral femenino, que podría relacionarse con la doble vulnerabilidad de las mujeres mayores, por su condición de género y edad. Para algunas de ellas la inserción desventajosa a lo largo de sus vidas, asociada a la baja escolaridad, en un contexto de mejoras del nivel de instrucción de las cohortes de trabajadoras más jóvenes, las empuja a un núcleo muy reducido de ocupaciones, entre las que sobresalen las de reparación de bienes de consumo. No obstante, también es importante considerar la contribución de la segregación total la de las mujeres mayores más escolarizadas, sobrerrepresentadas en las ocupaciones de la gestión administrativa, contable y financiera.

La problemática del empleo en la tercera edad se enmarca en la discusión sobre los mecanismos que garantizan la seguridad económica en la vejez, definida como la capacidad de disponer y usar de forma independiente recursos económicos regulares y suficientes para asegurar una buena calidad de vida. Los beneficios de la seguridad social, junto a la participación en la actividad económica y las transferencias y ayudas familiares son los principales mecanismos que proveen seguridad económica a las personas mayores (Huenchuan y Guzmán, 2006).

El estudio de la segregación laboral es un primer paso para determinar situaciones de discriminación laboral por edad, asociadas a diferencias salariales y de condiciones de trabajo. Además, la comprensión de los mecanismos de inserción y permanencia en estas ocupaciones, permitirá orientar acciones de apoyo a quienes se encuentran una situación más desfavorable. Este es el caso de los adultos mayores vinculados a ocupaciones de la reparación, de la venta ambulante, la limpieza no doméstica y las ocupaciones de la

seguridad. También ayudará a detectar grupos ocupacionales en los que sería oportuno focalizar políticas de promoción de la calidad del empleo, a través de capacitación o acceso a créditos blandos para mejorar el equipamiento y a promover la transferencia de conocimientos a generaciones más jóvenes, como en las ocupaciones de reparación que albergan a mujeres mayores.

En un marco de envejecimiento poblacional acentuado, la concentración desproporcionada de adultos mayores convierte a algunos grupos ocupacionales en nichos en los que prevalecen condiciones laborales y salariales que estimulan su permanencia o alimentan la preferencia de los empleadores por este tipo de trabajadores. El análisis de estas condiciones supone recurrir a metodologías cualitativas capaces de dar cuenta de la importante heterogeneidad de situaciones dentro de algunos grupos ocupacionales, que se expresa en diferentes las funciones, jerarquías y condiciones laborales y remunerativas. Este es el caso de las ocupaciones de la producción industrial y artesanal, la construcción, de la gestión y de la salud, que albergan a una importante cantidad de adultos mayores, quienes probablemente transitaron caminos de movilidad ocupacional que los sitúen en mejor posición que los trabajadores más jóvenes.

Referencias bibliográficas

- ALÓS, M. et al. (2008), «Participation of seniors in the Argentinean labor market: an option value model», en *International Social Security Review*, v. 61, n.º 4: 25-49, octubre, Génova, en <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1468-246X.2008.00322.x/full>>, acceso: 10/12/2015. Versión en castellano: *Participación de los adultos mayores en el mercado laboral argentino: un modelo de valor de opción*, en <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1752-1734.2008.00322.x/full>>, acceso: 30/8/2015.
- BANCO MUNDIAL (BM) (2007), *Facing The Challenge Of Ageing and Social Security*. Report n.34154-AR, Washington D. C.: BM, en <http://www-wds.worldbank.org/external/default/WDSPContentServer/WDSP/IB/2007/05/03/000020953_20070503090948/Rendered/PDF/341540AR.pdf>, acceso: 30/8/2015.
- BERTRANOU, F. M. (coord.) (2001), *Empleo, retiro y vulnerabilidad socioeconómica de la población adulta mayor en la Argentina*, Buenos Aires: Indec, Serie fondo de investigaciones. Informes de la línea de investigaciones, Actualmente no disponible en internet.
- (2006), *Envejecimiento, empleo y protección social en América Latina*, Santiago de Chile: OIT, en <<http://www.oitchile.cl/pdf/proo22.pdf>>, acceso: 30/8/2015
- CETRÁNGOLO, O.; GRUSHKA, C. y CASANOVA, L. (2012), «Más allá de la privatización y la reestatización del sistema previsional de Argentina: cobertura, fragmentación y sostenibilidad», en *Desarrollo Económico*, 205, vol. 52, abril-junio, ISSN 0046-001X.
- BIRGIN, H. y PAUTASSI, L. (2002), *La perspectiva de género en la reforma previsional*, Santiago de Chile: CEPAL, en <http://www.eclac.cl/mujer/proyectos/pensiones/publicaciones/word_doc/birgin-pautassi.pdf>, acceso: 30/8/2015.
- CALABRIA, A. y CALERO, A. (2011), «Políticas de inclusión social para los grupos etarios más vulnerables: plan de inclusión previsional y asignación universal por hijo para protección social», ponencia presentada en las *XI Jornadas Argentinas de Estudios de Población*, Ciudad de Neuquén, 21-23 de septiembre, en <<http://www.redaepa.org.ar/jornadas/xijornadas/sesiones/S21/s21calabria.pdf>>, acceso: 30/8/2015.
- COILE, C. y GRUBER, J. (2000), *Social Security and Retirement*, National Bureau of Economic Research Working Paper, 7830, Cambridge: National Bureau of Economic Research, en <<http://www.nber.org/papers/w7830>>, acceso: 30/8/2015.
- DORN, D. y SOUSA-POZA, A. (2005), *Early Retirement: Free Choice or Forced Decision?*, CE-SIFO Working Paper Series, 1542, en <<http://ssrn.com/abstract=831486>>, acceso: 21/12/2015.
- HUENCHUAN, S. y GUZMÁN, J. M. (2006), «Seguridad económica y pobreza en la vejez: Tensiones, expresiones y desafíos para políticas», ponencia presentada en la *Reunión de Expertos en Pobreza y Población en América Latina y el Caribe*, 14 y 15 de noviembre, Santiago de Chile: CEPAL [mimeo], en <http://www.cepal.org/celade/noticias/paginas/5/27255/huenchuan_guzman.pdf>, acceso: 30/8/2015.
- HUMPERT, S. (2013), «Age and Gender Differences in Job Opportunities», en *International Journal of Human Resource Studies*, vol. 3, n.º 1, ISSN 2162-3058, en <<http://dx.doi.org/10.5296/ijhrs.v3i1.3067>>, acceso: 30/8/2015.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Y CENSOS (INDEC) (2001), *EPH Buenos Aires 2013*, en <<http://www.indec.gov.ar/bases-de-datos.asp>>, acceso: 30/8/2015.
- OLIVEIRA, A. M. H. C. DE (1998), «Indicadores da Segregação ocupacional por sexo no Brasil», ponencia presentada en el *XI Encontro Nacional de Estudos Populacionais ABEP*, 19 al 22 de octubre, Caxambu, Brasil, en <<http://www.abep.nepo.unicamp.br/docs/anais/PDF/1998/a227.pdf>>, acceso: 30/8/2015.

- OLIVEIRA, A. M. H. C. DE (2003), «A segregação ocupacional por gênero e seus efeitos sobre os salários no Brasil», en WAJNMAN, S. y MACHADO, A. F (orgs.) *Mercado de Trabalho. uma análise a partir das pesquisas domiciliares no Brasil*, Belo Horizonte: Editora UFMG.
- PAZ, J. (2010), *Envejecimiento y empleo en América Latina y el Caribe*, Santiago de Chile: OIT, Documento de trabajo n.º 56, en <http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---ed_emp/---emp_policy/documents/publication/wcms_140847.pdf>, acceso: 30/8/2015.
- DEL POPPOLO, F. D. (2001), *Características sociodemográficas y socioeconómicas de las personas de edad en América Latina*, Santiago de Chile: Celade/División de Población, Serie Población y Desarrollo, n.º 19, en <<http://www.eclac.org/publicaciones/xml/9/9259/LCL1640.pdf>>, acceso: 27/9/2013.
- SALA, G. A. (2012), «Cobertura previsional, empleo y desempleo entre los adultos mayores argentinos», en *Revista latinoamericana de Población (RELAP)*, año 6, n.º 11, julio-diciembre, ISSN 2175-8581, en <<http://revistarelap.org/ojs/index.php/relap/article/view/116>>, acceso: 30/8/2015.
- (2013), «Cobertura previsional, empleo y concentración ocupacional de los adultos mayores argentinos y brasileños», en GANDINI, L. y PADRÓN, M., *Abordajes teórico-metodológicos y tendencias empíricas recientes*, Serie de investigaciones n.º 14, Población y trabajo en América Latina, Río de Janeiro: ALAP, ISBN 978-85-62016-18-9, en <<http://www.alapop.org/alap/SerieInvestigaciones/serie14/si14t11.pdf>>, acceso: 30/8/2015.
- STOCK, J. y WISE, A. (1990), «Pensions, the option value of work, and retirement», en *Econometrica*, v. 58, n.º 5: 1151-1180, septiembre, Chicago,

Projetos de desenvolvimento econômico e dinâmica demográfica: uma avaliação de impactos sobre o crescimento populacional de duas regiões mineradoras no Estado de Minas Gerais, Brasil

Economic Development Projects and Demographic Dynamics. An Impact Evaluation on Population Growth and Social Demands in Two Mining Regions of Minas Gerais, Brazil.

José Irineu Rangel Rigotti¹

Alisson Barbieri²

Departamento de Demografia da Universidade Federal de Minas Gerais e pesquisador do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional

141

Revista
Latino
americana
de Población

Resumo

Minas Gerais é palco de grandes empreendimentos minerários, geradores de importantes impactos econômicos, sociais e ambientais. Para duas das regiões mais pobres do estado – o Norte de Minas e o Médio Espinhaço –, este trabalho objetiva realizar uma discussão metodológica dos possíveis

Abstract

Minas Gerais is a place of major mining projects, important economic, social and environmental impacts generators. For two of the poorest regions in Minas Gerais - the Norte de Minas and the Médio Espinhaço - this study aims to: (a) a methodologic discussion of possible scenarios, given the implementation of

- 1 Possui graduação em Geografia pela Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG) (1990), mestrado (1994) e doutorado (1999) em Demografia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar) da UFMG. Atualmente é professor adjunto do Departamento de Demografia da UFMG e pesquisador do Cedepar. Tem experiência na área de Demografia com ênfase em Distribuição Espacial Geral. Contacto: <rigotti@cedeplar.ufmg.br>.
- 2 Possui graduação em Ciências Econômicas (1995), mestrado em Demografia pela UFMG (2000) e doutorado em City and Regional Planning pela University of North Carolina at Chapel Hill (2005). Atualmente é professor associado do Departamento de Demografia da UFMG, pesquisador do Cedeplar da UFMG e professor do Programa de Mestrado em Práticas de Desenvolvimento Sustentável da Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro (UFRRJ). Contacto: <barbieri@cedeplar.ufmg.br>

cenários, tanto tendencial quanto alternativos, tendo em vista a implantação de projetos minerários – previstos e em implantação –, bem como uma reflexão, a partir dos principais resultados, sobre os desafios em termos da criação de novas demandas sociais (saúde, educação, habitação). Os resultados apontam para a necessidade de atenção especial nas áreas de infraestrutura de transportes intermunicipais, pois, com a implantação de novos empreendimentos do setor de mineração, tende a aumentar a mobilidade de trabalhadores pendulares. Serviços públicos como saneamento, educação, saúde e segurança pública deverão ser ofertados nos municípios de residência dos trabalhadores, e não apenas naqueles que sediam ou sediarão os empreendimentos.

Palavras-chave: Minas Gerais. Demografia. Migrações. Impactos da mineração.

mining projects - foreseen and in deployment; (b) thinking, from the main results, on the challenges in terms of creating new social needs (health, education, housing). Our results point to the need for special attention in the areas of intercity transport infrastructure, since the mobility of commuters tend to increase with the implementation of new projects in the mining sector. Public services such as sanitation, education, health and public safety should be offered in the municipalities of residence of workers, not just in the cities that host or will host the enterprise

Keywords: Minas Gerais. Demography. Migration. Impacts of mining.

Introdução

Nos países em desenvolvimento dotados de recursos naturais, a exploração de *commodities* é usualmente associada às possibilidades de desenvolvimento local. O Brasil, e particularmente o estado de Minas Gerais, são palcos de grandes empreendimentos minerários, geradores de importantes impactos econômicos, sociais e ambientais. Apesar de os planos e prognósticos oficiais geralmente exacerbarem os potenciais benefícios desses projetos sobre regiões deprimidas, em Minas Gerais, onde a mineração desempenha papel predominante nas economias locais, a implementação parcial ou total dos empreendimentos não tem sido capaz de reverter a tradição histórica das perdas líquidas de população – resultado de muitas décadas, senão séculos, de baixo desenvolvimento humano.

Tomando como referência duas das regiões mais pobres do estado de Minas Gerais – o Norte de Minas e o Médio Espinhaço –, este trabalho objetiva realizar uma discussão metodológica dos possíveis cenários, tanto tendencial quanto alternativos, tendo em vista a implantação de projetos minerários – previstos e em implantação –, bem como uma reflexão, a partir dos principais resultados, sobre os desafios em termos da criação de novas demandas sociais (saúde, educação, habitação). A partir de uma perspectiva multiescalar, a ênfase aqui recai sobre os aspectos demográficos, especialmente a mobilidade espacial da população.

Evolução da dinâmica demográfica das regiões em estudo

Antes da elaboração de cenários, é importante caracterizar a dinâmica populacional das duas regiões em estudo. Atualmente, o Brasil apresenta um crescimento natural de sua população – dado pela fecundidade e mortalidade – bastante baixo, quando contrastado com sua experiência de país jovem, em um passado não muito distante, que começou a mudar em meados dos anos 1960. Este foi um momento em que a fecundidade das mulheres iniciou um rápido e, até agora, irreversível declínio. Muitas mudanças sociais e culturais ocorreram, como a participação das mulheres no mercado de trabalho e os processos de industrialização e urbanização. O Censo Demográfico de 1970 mostrou, pela primeira vez na história, que a população passava a residir majoritariamente em áreas urbanas.

O estado de Minas Gerais se inseriu nesta nova dinâmica como fornecedor de população para os grandes centros urbano-industriais, particularmente São Paulo e Rio de Janeiro. Por outro lado, na época do regime militar, parte da população mineira se dirigiu para as áreas de fronteira agrícola-mineral, incentivada pelos projetos de colonização, públicos ou privados, em algumas áreas da Amazônia Legal, como o norte do Mato Grosso, Pará e Rondônia.

Portanto, Minas Gerais passou por um longo período de grandes perdas populacionais. Embora estes fluxos tenham diminuído nos anos 1980, ainda apresentaram um saldo negativo muito expressivo, estimado por Carvalho e Garcia (2002) em 770 mil pessoas (do qual cerca de 170 mil correspondentes ao saldo internacional negativo). Nesse período, o estado cresceu a uma média anual de 1,5%.

Entre 1990 e 2000, Myrrha (2013)³ estimou um saldo migratório negativo de apenas 26 mil pessoas – praticamente nulo, diante do volume populacional do estado, em torno de 17,9 milhões em 2000. Embora a perda tenha aumentado para 122 mil, entre 2000 e 2010, ainda assim esta foi relativamente muito pequena, para uma população de 19,6

3 Dados não publicados, parte da tese de doutorado de Luana Myrrha.

milhões em 2010. Em outras palavras, assim como no Brasil, o crescimento de 1,4% a.a., nos anos 1990, e de 0,9% a.a., na década de 2000, pode ser creditado, essencialmente, ao crescimento natural.

Para se ter uma ideia, as taxas médias anuais do Brasil foram de aproximadamente 1,9% a.a., entre 1980 e 1991, 1,6% a.a., de 1991 a 2000, e 1,2% a.a., entre 2000 e 2010. Evidentemente, as taxas de qualquer região variam de acordo com o seu crescimento natural e os saldos migratórios e, por isso, não se pode estabelecer uma comparação rígida das taxas de Minas Gerais com as do país.

Entretanto, ao se considerar que o maior peso destes valores, para o caso do Brasil, é determinado pelo crescimento natural – mesmo nos anos 1980, quando o país perdeu população para o exterior –, podemos ter uma ideia dos fenômenos demográficos implícitos nos números das regiões e de seus municípios. Valores muito abaixo ou muito acima da média brasileira são um primeiro indício de ganhos ou perdas de população, respectivamente.

Em anos mais recentes, o acelerado declínio da fecundidade e o avanço no processo de queda da mortalidade, com consequente aumento na longevidade, além de mudanças na distribuição espacial da população (inter-regional, intrarregional, rural-urbana), alteraram a dinâmica demográfica e reforçaram a necessidade de projeções para os municípios e suas localidades, como instrumento de planejamento de atividades econômicas e políticas públicas.

Tendo em vista estas questões gerais, a seguir descrevemos sucintamente o contexto demográfico das duas regiões estudadas, comparando-as segundo alguns aspectos selecionados da evolução do tamanho populacional dos municípios de 1980 a 2010, as taxas de crescimento demográfico, os saldos e taxas líquidas de migração (TLMS)⁴ e a estrutura etária de 2000 e 2010.

144

Año 9
Número 17

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2015

O contexto demográfico das duas regiões em estudo

Os municípios das duas regiões eram, em sua maioria, pouco populosos e pouco urbanizados, para os padrões brasileiros. No Médio Espinhaço, a maior parte deles não atingia os 5 mil habitantes, em 2010 – as exceções são Conceição do Mato Dentro (o mais populoso da região, com quase 19 mil pessoas), Ferros, Rio Vermelho e Serro, todos com mais de 10 mil residentes, em 2010.

Na região Norte de Minas, a maioria dos 36 municípios não superava 10 mil residentes em 2010. Aqueles que estavam acima desta marca são Espinosa, Jaíba, Janaúba (o mais populoso da região, com quase 62 mil pessoas), Monte Azul, Porteirinha, Rio Pardo de Minas, Salinas, São João do Paraíso e Taiobeiras, todos com mais de 20 mil residentes, em 2010.

As regiões apresentavam graus de urbanização bastante baixos para os padrões brasileiros. No Médio Espinhaço, a população urbana só ultrapassou a rural no Censo de 2010 (para o Brasil como um todo, isso ocorreu em 1970), ao passo que na região Norte de Minas isso ocorreu em 2000. Enquanto a taxa de urbanização do estado de Minas Gerais correspondia a mais de 85,0%, em 2010, a da primeira região era de apenas 54,4% e a da segunda registrava 59,1% (tabelas 1 e 2).

4 Taxa Líquida de Migração, definida como o saldo migratório do período dividido pela população ao final do período

Tabela 1
População e taxas de urbanização. Região Norte de Minas, 1980-2010

Região de Referência e municípios	População				Taxa de urbanização (%)			
	1980	1991	2000	2010	1980	1991	2000	2010
Norte de Minas	385.369	436.213	478.660	500.927	30,36	42,50	53,42	59,10
Águas Vermelhas	14.959	19.185	11.878	12.722	39,37	50,83	68,32	70,28
Berizal	-	-	3.970	4.370	-	-	52,07	56,86
Botumirim	7.087	7.229	6.834	6.497	18,16	31,86	48,38	53,41
Catuti	-	-	5.337	5.102	-	-	54,34	58,37
Cristália	4.777	5.003	5.583	5.760	9,94	29,28	46,48	52,66
Curral de Dentro	-	-	5.973	6.913	-	-	59,70	84,44
Divisa Alegre	-	-	4.815	5.884	-	-	96,70	96,75
Espinosa	32.716	37.594	30.978	31.113	31,64	42,03	54,27	57,93
Fruta de Leite	-	-	6.777	5.940	-	-	30,13	34,28
Gameleiras	-	-	5.263	5.139	-	-	15,05	27,50
Grão Mogol	22.199	20.284	14.224	15.024	20,05	32,46	33,96	35,88
Indaiabira	-	-	7.425	7.330	-	-	16,61	37,41
Itacambira	8.719	6.807	4.558	4.988	5,26	6,61	14,39	20,17
Jaíba	-	-	27.287	33.587	-	-	48,18	52,51
Janaúba	43.031	53.104	61.651	66.803	69,39	83,45	87,41	90,67
Josenópolis	-	-	4.253	4.566	-	-	47,50	53,53
Mamonas	-	-	6.138	6.321	-	-	29,08	44,49
Mato Verde	16.897	19.940	13.185	12.684	34,04	44,19	70,91	74,57
Monte Azul	34.871	37.706	23.832	21.994	36,40	47,68	48,16	56,46
Montezuma	-	-	6.573	7.464	-	-	35,11	41,25
Ninheira	-	-	9.356	9.815	-	-	20,76	26,72
Nova Porteirinha	-	-	7.389	7.398	-	-	56,60	55,00
Novorizonte	-	-	4.610	4.963	-	-	26,94	34,60
Padre Carvalho	-	-	5.227	5.834	-	-	56,82	59,34
Pai Pedro	-	-	5.832	5.934	-	-	27,30	29,47
Porteirinha	46.052	53.906	37.890	37.627	24,91	38,73	47,88	51,39
Riacho dos Machados	8.981	10.201	9.358	9.360	11,54	17,68	32,96	48,07
Rio Pardo de Minas	42.749	48.807	27.237	29.099	11,36	21,51	38,53	40,18
Rubelita	10.667	10.006	10.199	7.772	11,69	17,10	24,72	32,37
Salinas	48.808	50.849	36.720	39.178	29,11	38,43	71,56	78,40
Santa Cruz de Salinas	-	-	4.801	4.397	-	-	18,98	26,18
Santo Antônio do Retiro	-	-	6.655	6.955	-	-	18,89	22,86
São João do Paraíso	23.731	28.919	21.010	22.319	11,40	17,91	39,18	45,86
Serranópolis de Minas	-	-	4.038	4.425	-	-	38,81	39,05
Taiobeiras	19.125	26.673	27.347	30.917	53,65	68,70	79,70	81,06
Vargem Grande do Rio Pardo	-	-	4.457	4.733	-	-	43,93	51,15

Fonte: IBGE - Censo Demográfico

Tabela 2
População e taxas de urbanização. Região Médio Espinhaço, 1980-2010

Região de Referência	População				Taxa de Urbanização (%)			
	1980	1991	2000	2010	1980	1991	2000	2010
Médio Espinhaço	109.087	104.529	102.944	97.888	29,14	36,95	46,03	54,37
Alvorada de Minas	3.966	3.893	3.527	3.546	17,75	27,43	32,01	40,89
Carmésia	3.037	2.242	2.246	2.446	29,27	43,62	48,22	53,60
Conceição do Mato Dentro	19.766	18.721	18.637	17.908	39,00	48,63	57,07	68,51
Congonhas do Norte	4.353	4.533	4.897	4.943	22,95	27,11	45,44	52,56
Dom Joaquim	6.233	4.960	4.698	4.535	35,92	48,71	57,79	64,43
Ferros	14.450	14.128	12.331	10.837	24,90	30,55	37,53	46,98
Itambé do Mato Dentro	3.375	2.755	2.582	2.283	11,32	16,37	30,17	39,77
Morro do Pilar	4.141	3.873	3.735	3.399	50,04	57,53	68,67	75,93
Passabém	2.655	1.683	1.946	1.766	12,92	27,57	33,50	57,30
Rio Vermelho	15.089	15.862	14.905	13.645	15,50	21,37	33,63	40,17
Santo Antônio do Itambé	5.356	4.447	4.588	4.135	14,28	18,89	25,52	29,75
Santo Antônio do Rio Abaixo	2.707	2.101	1.823	1.777	18,66	29,03	41,14	49,97
São Sebastião do Rio Preto	2.743	2.116	1.779	1.613	21,73	30,62	33,16	54,31
Serra Azul de Minas	3.847	3.874	4.238	4.220	23,13	28,70	39,19	40,52
Serro	17.369	19.341	21.012	20.835	44,70	50,49	56,12	61,89

Fonte: IBGE - Censo Demográfico

146

Ano 9
Número 17

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2015

A pequena população e a alta participação rural são refletidas em um baixo ritmo de crescimento demográfico (tabelas 3 e 4). Na região Médio Espinhaço, entre 1991 e 2000, as taxas de crescimento demográfico médio oscilaram de -1,9% a.a., em São Sebastião do Rio Preto, a 1,6% a.a., em Passabém, testemunho de uma população regional que diminuiu de 109 mil para 98 mil pessoas. A maioria dos municípios apresentou decréscimo relativo, reflexo da redução em valores absolutos durante todo o período, uma situação atípica para o padrão brasileiro.

Tabela 3
Taxas de crescimento, saldos migratórios e taxa líquida de migração. Região Norte de Minas, 1991-2010

Região de Referência	Taxa de Crescimento (%)		Saldos Migratórios		Taxa Líquida de Migração (%)	
	1991 a 2000	2000 a 2010	1995/2000	2005/2010	1995/2000	2005/2010
Região de Referência	0,84	0,46	-20.614	-17.593	-4,81	-3,79
Águas Vermelhas	1,65	0,69	-756	-406	-7,14	-3,45
Berizal	1,73	0,96	7	-84	0,19	-2,10
Botumirim	-0,63	-0,50	-553	-568	-9,18	-9,49
Catuti	-0,86	-0,45	100	-202	2,09	-4,27
Cristália	1,24	0,31	-297	-160	-6,19	-3,11
Curral de Dentro	2,33	1,47	377	121	7,21	1,90

Região de Referência	Taxa de Crescimento (%)		Salos Migratórios		Taxa Líquida de Migração (%)	
	1991 a 2000	2000 a 2010	1995/2000	2005/2010	1995/2000	2005/2010
Divisa Alegre	1,94	2,03	291	21	6,84	0,39
Espinosa	0,14	0,04	-3.406	-1.991	-12,16	-6,89
Fruta de Leite	-0,80	-1,31	-10	-122	-0,16	-2,27
Gameleiras	0,15	-0,24	341	-113	7,17	-2,37
Grão Mogol	1,62	0,55	-1.112	-456	-8,88	-3,28
Indaial	1,03	-0,13	155	-388	2,36	-5,68
Itacambira	-4,40	0,91	-602	-295	-14,64	-6,32
Jaíba	4,85	2,10	1.030	652	4,31	2,14
Janaúba	2,32	0,81	-3.039	-2.967	-5,52	-4,79
Josenópolis	1,90	0,71	-87	-285	-2,35	-6,87
Mamonas	-1,44	0,29	-162	-44	-2,86	-0,74
Mato Verde	-0,81	-0,39	-1.351	-866	-11,23	-7,29
Monte Azul	-0,62	-0,80	-2.349	-1.971	-10,75	-9,48
Montezuma	0,14	1,28	-408	-161	-7,06	-2,34
Ninheira	0,72	0,48	3	18	0,04	0,20
Nova Porteirinha	0,49	0,01	669	763	10,23	11,15
Novorizonte	1,40	0,74	549	68	13,23	1,49
Padre Carvalho	2,06	1,10	271	-135	5,90	-2,57
Pai Pedro	0,58	0,17	282	-152	5,42	-2,77
Porteirinha	0,27	-0,07	-2.997	-1.990	-8,72	-5,66
Riacho dos Machados	-0,96	0,00	-737	-603	-8,85	-7,04
Rio Pardo de Minas	0,60	0,66	-1.456	-941	-6,12	-3,49
Rubelita	0,21	-2,68	-1.256	-717	-13,60	-9,94
Salinas	0,52	0,65	-1.959	-2.075	-5,86	-5,66
Santa Cruz de Salinas	0,86	-0,88	43	-111	1,01	-2,72
Santo Antônio do Retiro	1,27	0,44	44	-424	0,76	-6,61
São João do Paraíso	0,47	0,61	-1.468	-393	-7,77	-1,89
Serranópolis de Minas	-0,75	0,92	-125	-79	-3,42	-1,93
Taiobeiras	1,83	1,23	-575	-316	-2,34	-1,10
Vargem Grande do Rio Pardo	1,86	0,60	-74	-221	-1,87	-5,03

Fonte: IBGE - Censo Demográfico

Tabela 4

Taxas de crescimento, saldos migratórios e taxa líquida de migração. Região Médio Espinhaço, 1991-2010

Região de Referência	Taxa de Crescimento (%)		Saldos Migratórios		Taxa Líquida de Migração (%)	
	1991 a 2000	2000 a 2010	1995/2000	2005/2010	1995/2000	2005/2010
Médio Espinhaço	-0,17	-0,50	-4.185	-4.646	-4,55	-5,11
Alvorada de Minas	-1,10	0,05	-107	-102	-3,43	-3,17
Carmésia	0,02	0,86	26	-117	1,30	-5,15
Conceição do Mato Dentro	-0,05	-0,40	-1.576	-404	-9,45	-2,44
Congonhas do Norte	0,87	0,09	-152	-361	-3,47	-7,83
Dom Joaquim	-0,61	-0,35	-202	-105	-4,75	-2,48
Ferros	-1,51	-1,28	319	-787	2,84	-7,76
Itambé do Mato Dentro	-0,72	-1,22	-80	-96	-3,35	-4,47
Morro do Pilar	-0,41	-0,94	-103	-156	-3,02	-4,86
Passabém	1,64	-0,97	39	51	2,13	3,05
Rio Vermelho	-0,70	-0,88	-1.048	-918	-7,98	-7,27
Santo Antônio do Itambé	0,35	-1,03	-187	-137	-4,68	-3,58
Santo Antônio do Rio Abaixo	-1,58	-0,26	89	-17	5,37	-1,02
São Sebastião do Rio Preto	-1,93	-0,97	-158	70	-9,63	4,66
Serra Azul de Minas	0,90	-0,04	-163	-461	-4,42	-11,92
Serro	0,93	-0,08	-883	-1.106	-4,76	-5,73

Fonte: IBGE - Censo Demográfico

148

Año 9
Número 17Segundo
semestreJulio
a diciembre
de 2015

No Norte de Minas havia municípios com taxas de crescimento demográfico médio que iam de -4,4% a.a., em Itacambira, no período 1991-2000, até 2,1% a.a., em Jaíba, entre 2000 e 2010. É evidente que os municípios da região Norte de Minas também tiveram crescimento demográfico bem abaixo das médias brasileira e mineira, uma vez que grande parte deles apresentou taxas até mesmo negativas. Estes dados sugerem que as duas regiões não foram capazes de sustentar nem mesmo o crescimento natural de sua população.

A migração confirma o quadro geral das taxas de crescimento. Na região Médio Espinhaço, os saldos líquidos passaram de -4,2 mil pessoas, no período 1995-2000, para -4,6 mil em 2005-2010. Estas perdas líquidas são explicadas, em grande parte, pelo caso de Conceição do Mato Dentro, no primeiro período (-1,6 mil pessoas), correspondente a 9,5% da sua população censuada em 2000, e pelo município de Serro, no segundo quinquênio, quando apresentou um saldo migratório, também negativo, de 1,1 mil pessoas. Estes são os municípios mais populosos da região.

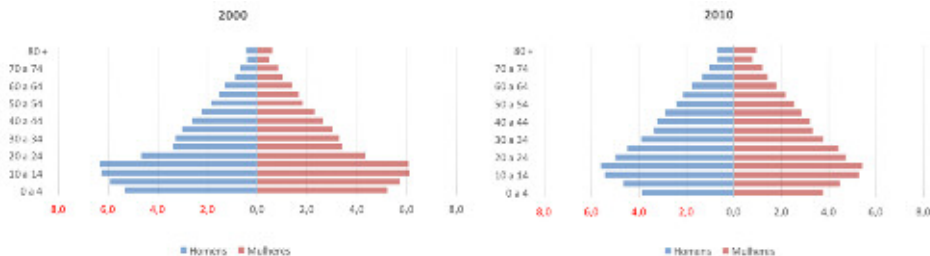
No Norte de Minas, o saldo migratório também foi negativo, de -20,6 mil pessoas no quinquênio 1995-2000, mas a perda se reduziu para -17,6 mil, no período 2005-2010 – ainda assim expressiva, pois correspondia a 3,8% da população censuada em 2010. Algumas das mais significativas reduções das perdas ocorreram em Espinosa, Porteirinha, Rubelita e São João do Paraíso, enquanto em outros municípios houve aumento das perdas líquidas de população, principalmente em Salinas, um dos mais populosos da região.

A evolução recente da estrutura etária das regiões Médio Espinhaço e Norte de Minas

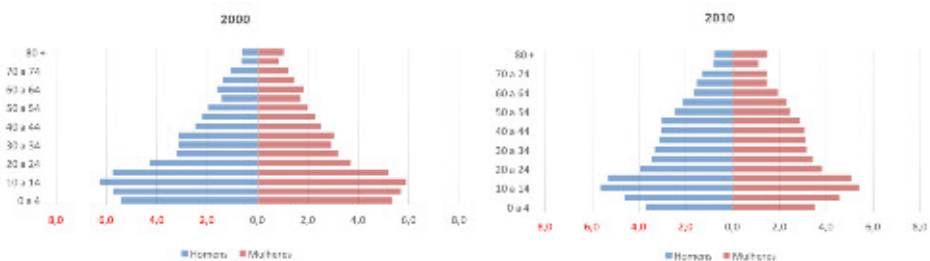
A dinâmica demográfica comentada anteriormente, evidentemente, altera a estrutura etária das regiões em estudo. Conjuntamente, a fecundidade, a mortalidade e as migrações se interagem e delineiam o perfil da estrutura etária, conforme retrata o Gráficos 1. Para ambas as regiões, o notável estreitamento para as faixas etárias até 15 anos representa significativa diminuição da fecundidade e, conseqüentemente, envelhecimento da população.

Em 2000, nas duas regiões, nota-se um aumento sucessivo da participação dos grupos de 0 a 4 até 15 a 19 anos, devido aos efeitos da queda da fecundidade. A partir de 20 anos há uma nítida forma piramidal, bem mais estreita que as idades inferiores, um caso típico de perdas populacionais ocorridas em décadas anteriores, uma vez que, como visto anteriormente, o Brasil e Minas Gerais passam por acelerado processo de envelhecimento.

Gráfico 1
Estrutura etária da população residente. Regiões Médio Espinhaço e Norte de Minas, 2000-2010
Médio Espinhaço



Norte de Minas



Fonte: IBGE, *Censos Demográficos*, 2000 e 2010

O efeito da diminuição da fecundidade também é refletido nas pirâmides de 2010. Assim como 10 anos atrás, ainda se nota uma gradativa redução relativa da população a partir dos 20 anos, muito provavelmente reflexo das migrações, que continuam alterando a estrutura. Porém, o perfil por idade já mostra um nítido envelhecimento, em ambas as regiões.

Este perfil etário em 2010 pode ser favorável ao desenvolvimento regional, uma vez que a população em idade ativa está relativamente maior que há uma década. Por outro lado, esta dinâmica demográfica também implica desafios para as políticas públicas, pois a tendência é de veloz envelhecimento populacional no Brasil. No caso específico das duas

regiões, agravam esta situação as constantes perdas de população, tão expressivas que os municípios sequer conseguem reter seu próprio crescimento natural, fato que precisa ser revertido, uma vez que os emigrantes são, predominantemente, jovens.

Dessa forma, o momento atual torna-se crucial para os investimentos em capital humano nessas regiões, pois a população jovem de hoje terá que obter ganhos expressivos de produtividade em sua idade ativa, para dar conta de uma população idosa e inativa, que aumentará sobremaneira a razão de dependência – isto é, a relação entre a população de 65 anos ou mais de idade e aquela entre 15 e 64 anos.

Aspectos metodológicos

A opção metodológica para uma análise dos possíveis efeitos da implantação de empreendimentos minerários nas duas regiões foi a elaboração de cenários tendenciais e alternativos. O primeiro indica as tendências econômicas e demográficas das regiões em estudo, na ausência dos impactos dos grandes empreendimentos, e envolvem a aplicação de metodologias quantitativas específicas de análise econômica e demográfica. Os cenários alternativos indicam as mudanças nas características econômicas e demográficas da região em função dos empreendimentos minerários, e os seus desafios sobre a estrutura urbano-regional e socioeconômica da região.

A comparação entre os cenários tendencial e alternativo permitirá avaliar o impacto líquido dos empreendimentos minerários, bem como os efeitos das atuais políticas e investimentos para as regiões, que podem apontar para a necessidade de ajustes e correções. Serão investigadas, portanto, as dinâmicas demográfica e socioeconômica recentes e sua projeção, por períodos quinquenais, até 2030.

As projeções demográficas foram elaboradas em duas etapas. A primeira projetou uma área maior, nesse caso as mesorregiões das quais fazem parte as duas regiões em estudo,⁵ pelo método conhecido como Projeção das Componentes Demográficas, para 2015, 2020, 2025 e 2030. Dada uma população base (de 2010), a projeção consistiu em seguir as coortes ao longo do tempo, considerando a interação das componentes demográficas – fecundidade, mortalidade e migração. Para tanto, as componentes da dinâmica demográfica foram objeto de análise, sendo que o resultado da projeção está ligado diretamente às hipóteses do comportamento futuro do nível e da estrutura dessas variáveis. Esta é a forma convencional trabalhada pelo Cedeplar/UFMG, que gentilmente cedeu as informações (Barbieri, 2014a, 2014b).

Em uma segunda etapa, os municípios de cada uma das duas regiões foram projetados pelo método das Relações de Coortes, proposto por Duchesne (1989). Este requer, como dados básicos, a composição da população, por sexo e grupos de idade, para as áreas menores e projeções de população referentes a uma divisão maior, que compreenda todas as áreas menores consideradas – nesse caso, as mesorregiões correspondentes. O método tem a vantagem de levar em conta a estrutura etária da população e algumas mudanças nas variáveis demográficas, além de assegurar a coerência entre a soma das projeções das áreas menores e as projeções conhecidas de sua área maior. Nesse método, a relação de

5 O Brasil possui 137 mesorregiões, que são entidades político-administrativas, criadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. As duas mesorregiões bases para as projeções foram a Região Metropolitana de Belo Horizonte e a Norte de Minas. A única exceção é o município de Carmésia, integrante do Médio Espinhaço, que fica na mesorregião Vale do Rio Doce.

sobrevivência, de determinado período, considera o efeito conjunto da mortalidade e da migração, em uma coorte etária. Por isso, o método de relação de coortes de Duchesne também pode ser chamado de método da Razão Intercensitária de Sobrevivência. Além das projeções populacionais, também foram utilizadas projeções da mão de obra, elaboradas e cedidas pelo Cedeplar/UFMG (Barbieri, 2014a, 2014b).

Algumas considerações sobre as tendências populacionais para a elaboração das hipóteses dos cenários alternativos

As tendências implícitas nas projeções devem ser contrapostas às possíveis alterações, que normalmente são consideradas em cenários alternativos – isto é, o provável efeito sobre as variáveis demográficas, caso se consolidem os empreendimentos. Para as duas regiões em estudo, levamos em conta o contexto histórico que determinou, no passado recente, o comportamento das variáveis demográficas. Mas, para a elaboração de hipóteses dos cenários alternativos, optamos por avaliar criticamente a experiência de outros municípios mineiros que tiveram implantação de investimentos na área de mineração, como exposto a seguir.

O comportamento demográfico de alguns dos principais municípios mineradores de Minas Gerais

Para a elaboração dos cenários alternativos nos municípios das regiões em estudo, optamos por avaliar, preliminarmente: os saldos migratórios e as TLM (taxas líquidas de migração) dos 15 maiores arrecadadores de CFEM (Compensação Financeira pela Exploração de Recursos Naturais) em Minas Gerais, entre 2005 e 2010 – doravante denominados 15 principais municípios mineradores –; e o histórico e prognóstico dos municípios do Codap (Consórcio de Desenvolvimento do Alto Paraopeba), em Minas Gerais (Barbieri, Ruiz, 2008). Isso se justifica devido às incertezas para a projeção de pequenas áreas, associadas ao fato de o impacto esperado nos municípios das regiões deverem-se, em parte, aos investimentos em atividades de mineração.

Dessa forma, avaliou-se o comportamento demográfico de várias localidades que já tiveram empreendimentos minerários concretizados no estado de Minas Gerais, a fim de se obterem subsídios para os cenários das regiões em estudo. Posteriormente, a provável variação do emprego prevista nos cenários econômicos, nos períodos quinquenais de projeção, foi avaliada no caso de total implantação dos empreendimentos minerários previstos (cenário A) e implantação parcial (cenário B).

A análise dos censos demográficos mostra que, no conjunto, os 15 principais municípios arrecadadores tiveram um saldo migratório positivo de aproximadamente 15 mil pessoas, no período 2005-2010, correspondente a uma TLM de 1,8%. Esta é uma TLM moderada, embora ocorra grande disparidade entre os municípios – variando de -5,96%, em Catas Altas, até 8,5%, em Itatiaiuçu.

Não se pode assumir, *a priori*, que as TLM desses municípios refletem apenas a dinâmica da atividade mineradora, visto que podem ocorrer outros investimentos setoriais e processos socioeconômicos que dinamizam as migrações. A título de exemplo, em termos de magnitude dos saldos, os destaques ficam por conta de Sabará (6,6 mil), Nova Lima (5,0 mil) e Brumadinho (2,4 mil), todos integrantes da Região Metropolitana de Belo Horizonte, cujo comportamento migratório é basicamente explicado pelo mercado imobiliário da metrópole. Em menor medida, isso também ocorre em Itabirito e Itatiaiuçu.

Barão de Cocais, Congonhas e São Gonçalo do Rio Abaixo tiveram pequenos saldos positivos. Apesar do volume muito pequeno, provavelmente esses ganhos populacionais estão diretamente associados às atividades minerárias, podendo significar razoável impacto local – TLM de 4,5% em Barão de Cocais, 3,2% em São Gonçalo do Rio Abaixo e modestos 1,6% em Congonhas. Portanto, o impacto da mineração sobre os saldos foi relativamente moderado.

Considerando também o comportamento dos municípios integrantes do Codap, as conclusões são semelhantes. Tomando-se como exemplo Congonhas, um dos principais, parece haver pouco desenvolvimento endógeno local.⁶ O saldo migratório no período 2005-2010 foi inferior a 800 pessoas. Caso não houvesse nenhuma emigração – isto é, total capacidade de retenção populacional devido aos empreendimentos minerários –, o saldo seria de 3.000 pessoas, correspondente a uma TLM de 6,0%. Como primeira aproximação, este exercício indica que apenas excepcionalmente um município minerador atingirá uma proporção de migração, em relação à sua população no final de um quinquênio, maior do que 6,0%.

Outro exemplo é Jeceaba. Apesar das expectativas de ganhos populacionais, este município apresentou saldo negativo de 250 pessoas em 2005-2010, o que corresponde a uma TLM expressiva de 4,6% no período. Conforme opinião dos entrevistados no relatório Codap, a avaliação era que, no período de construção, os impactos estavam sendo maiores em São Brás do Suaçuí e Entre Rios. De fato, no primeiro município, o impacto gerou um saldo de 170 pessoas em 2005-2010, com uma TLM expressiva de aproximadamente 5,0%, enquanto no segundo verificou-se um saldo positivo de 500 pessoas, para uma TLM de 3,5%. Portanto, o impacto relativo é importante, embora modesto em números absolutos.

Por outro lado, o impacto em Ouro Branco foi o mais expressivo, refletido em um saldo de quase 2.000 pessoas no mesmo período, correspondente a uma TLM de 5,6%. Mas os resultados do trabalho do Codap também mostraram que a alta e a média gerências da maior empresa do município (siderúrgica Gerdau Açominas) residiam em Belo Horizonte, as ofertas de produtos mais complexos também se encontravam na capital e ocorriam expressivos movimentos pendulares de Congonhas e Conselheiro Lafaiete para Ouro Branco e deste para Jeceaba. Assim, deve-se considerar a hipótese de que os impactos sobre a população dos principais municípios das regiões sobre a pendularidade sejam expressivos.

Outro aspecto a ser levado em conta é o grande impacto de curto prazo, resultante da construção de grandes obras durante a fase de Licença de Instalação dos projetos mineradores, aumentando sobremaneira o número de trabalhadores. Nesse sentido, o caso de São Brás do Suaçuí é ilustrativo, pois tal fato ocorreu. Havia expectativa de que o impacto do empreendimento não fosse transitório e, realmente, o município apresentou saldo migratório positivo em 2005-2010, mas este foi bastante modesto, de apenas 270 pessoas.

Enfim, as evidências empíricas mostram que os impactos das atividades de mineração sobre os saldos migratórios locais parecem ser moderados, ainda que o impacto

6 Deve-se ressaltar que, embora estejam previstos para a região do Codap investimentos produtivos em outros setores além da mineração (especialmente a siderurgia), na data do Censo de 2010 apenas projetos de mineração estavam em desenvolvimento ou finalizados – com exceção de uma indústria de tubos de aço sem costura de grande porte no município de Jeceaba, que se encontrava em processo incipiente de instalação (pré-operação).

relativo (expresso nas TLM) possa ser expressivo dependendo da base populacional do município.

Assim, consideraremos três hipóteses: a de que os impactos sobre os municípios das regiões projetadas sejam, predominantemente, no sentido de reter mão de obra local, em vez de gerar grandes ganhos líquidos; a de que parte do acréscimo populacional via migração nos municípios mineradores ocorrerá em ocupações menos qualificadas nos setores de mineração e serviços de baixo valor agregado (o que se justifica, via de regra, pelas baixas externalidades positivas urbanas nesses municípios, como serviços qualificados e pequeno volume populacional); e a de que haverá um aumento na pendularidade entre municípios mineradores e municípios-polo nas regiões em estudo (ou mesmo fora da região em estudo, como Montes Claros).

Contraposição da experiência dos principais municípios mineradores de Minas Gerais com a dinâmica demográfica das regiões Médio Espinhaço e Norte de Minas

De acordo com a contextualização histórica, quase todos os municípios das duas regiões tiveram saldos migratórios negativos nos períodos 1995-2000 e 2005-2010 – a única exceção expressiva foi Jaíba.⁷ Trata-se de um longo fenômeno estrutural, uma vez que as regiões tradicionalmente desempenharam papel de fornecedoras de mão de obra, caracterizando-se como uma das principais áreas de evasão populacional de Minas Gerais. Por isso, não se espera uma reversão deste quadro para além do que vem ocorrendo em todo Brasil, isto é, gradativa diminuição dos saldos líquidos de longa distância, concomitantemente às novas modalidades de movimentos populacionais, como fluxos de curto prazo e movimentos pendulares para trabalho ou estudo – fenômenos implícitos nas projeções tendenciais.

Tendo em vista estas considerações, os cenários alternativos foram elaborados a partir de TLM que expressam o possível impacto na variação do emprego formal local previsto nos cenários econômicos, com a implantação total (cenário A) ou parcial (cenário B) dos empreendimentos de mineração. Esta variação futura será comparada com uma variação mais recente (2007-2011), pois os últimos dados censitários disponíveis de saldos migratórios são do período 2005-2010 – portanto, expressa razoavelmente bem o impacto real da variação observada do emprego sobre os ganhos ou perdas líquidas de população local. De antemão, sabe-se que os empreendimentos já realizados não foram capazes de reverter os saldos líquidos negativos das duas regiões. Além disso, vimos que mesmo os municípios cujo desempenho econômico depende predominantemente da mineração não costumam apresentar TLM positivas muito elevadas.

Tendo em vista a experiência dos maiores municípios mineradores de Minas Gerais, adotamos um acréscimo sobre a população do cenário tendencial, resultante de uma TLM que variará de 3,0%, 6,0% ou, excepcionalmente, 10% – dependendo da importância relativa da variação do emprego. Como a TLM representa a proporção da população ao final do período, estes percentuais representam a quantidade que será adicionada ao saldo migratório implícito na população do cenário tendencial.

7 Nova Porteirinha apresentou taxas líquidas de migração acima de 10,0% nos dois períodos, porém, dada sua taxa de crescimento médio anual, não se pode descartar problemas de erros ou flutuações amostrais.

Chamando a taxa líquida de migração implícita na população tendencial projetada de TLM e tomando como exemplo uma TLM^* de 3,0%, haveria quatro situações possíveis, cujas interpretações são as seguintes:

1. TLM é nula: ganho de 3,0% acima da população esperada fechada, resultante apenas do crescimento natural do período (nascimentos menos mortes);
2. $TLM > 0$: acréscimo de 3,0% implícito no ganho líquido da população projetada pelo cenário tendencial;
3. $TLM < -3,0\%$: redução de 3,0% nas perdas líquidas do período projetado no cenário tendencial;
4. $-3,0\% \leq TLM < 0$: ganho correspondente a $TLM + 3,0\%$. No caso particular quando $-1 \cdot TLM = TLM^*$, o ganho corresponderá exatamente ao crescimento natural da população, ou seja, não haveria perdas nem ganhos via migração líquida.

Nas duas regiões, a maioria dos municípios se enquadrará nas situações 3 e 4, ou seja, os cenários alternativos projetariam redução das perdas líquidas de população (maior capacidade de retenção populacional do que aquela prevista no cenário tendencial), ou ganho líquido menor do que 3,0% (no exemplo de $TLM^* = 3,0\%$).

Em relação aos saldos migratórios, é preciso considerar que se trata de trocas líquidas e, por isso, um saldo nulo ou mesmo negativo não significa ausência de entrada de imigrantes para trabalhar nas atividades de mineração, mas sim que houve uma saída maior de pessoas que podem ter outro perfil ocupacional ou estar fora do mercado de trabalho – pessoas economicamente inativas.

Além disso, os cenários alternativos consideram que as pessoas que se deslocam diariamente para trabalhar em outros municípios, ou seja, trabalhadores pendulares que não residem no município onde trabalham, serão uma importante fonte de mão de obra após a implantação dos empreendimentos mineradores, como será visto adiante.

Resultados das projeções demográficas tendenciais do Médio Espinhaço: 2010 a 2030

As tabelas 5 e 6 mostram os resultados das projeções demográficas para os períodos quinquenais compreendidos entre 2015 e 2030 (além dos resultados do Censo Demográfico 2010) e as taxas médias anuais de crescimento demográfico. No Médio Espinhaço, observa-se uma séria diminuição gradual da população em todos os períodos, partindo de 98 mil residentes em 2010, e tendendo a atingir algo em torno de 85 mil pessoas em 2030. Portanto, a tendência demográfica é de expressivo decréscimo, fruto não só da diminuição do crescimento natural, mas principalmente das fortes perdas líquidas populacionais.

Internamente, os municípios desta região apresentam comportamentos semelhantes, isto é, não se verifica tendência de funcionarem como área de atração. No horizonte de projeção, as diminuições mais expressivas deverão ocorrer justamente nas localidades de maior porte populacional: Conceição do Mato Dentro, Ferros, Rio Vermelho e Serro, nesta ordem.

Tabela 5
Projeção tendencial da população. Região Médio Espinhaço, 2010-2030

Região e municípios	2010	2015	2020	2025	2030
Médio Espinhaço	97.888	94.863	91.833	88.582	85.068
Alvorada de Minas	3.546	3.418	3.295	3.166	3.028
Carmésia	2.446	2.545	2.636	2.714	2.779
Conceição do Mato Dentro	17.908	17.266	16.631	15.962	15.240
Congonhas do Norte	4.943	4.927	4.917	4.898	4.865
Dom Joaquim	4.535	4.401	4.268	4.126	3.967
Ferros	10.837	10.271	9.693	9.103	8.504
Itambé do Mato Dentro	2.283	2.183	2.075	1.963	1.846
Morro do Pilar	3.399	3.247	3.086	2.913	2.732
Passabém	1.766	1.720	1.669	1.609	1.543
Rio Vermelho	13.645	13.109	12.586	12.040	11.480
Santo Antônio do Itambé	4.135	3.918	3.717	3.517	3.312
Santo Antônio do Rio Abaixo	1.777	1.759	1.732	1.691	1.639
São Sebastião do Rio Preto	1.613	1.601	1.578	1.542	1.496
Serra Azul de Minas	4.220	4.111	4.013	3.912	3.800
Serro	20.835	20.387	19.937	19.428	18.838

Fonte: Projeções elaboradas pelo Cedeplar/UFMG

Tabela 6
Taxa geométrica de crescimento médio anual. Região Médio Espinhaço, 2010-2030

Região e municípios	Taxa de Crescimento do Período (%)			
	2010-2015	2015-2020	2020-2025	2025-2030
Médio Espinhaço	-0,63	-0,65	-0,72	-0,81
Alvorada de Minas	-0,74	-0,72	-0,80	-0,89
Carmésia	0,79	0,70	0,58	0,48
Conceição do Mato Dentro	-0,73	-0,75	-0,82	-0,92
Congonhas do Norte	-0,07	-0,04	-0,08	-0,14
Dom Joaquim	-0,60	-0,61	-0,67	-0,78
Ferros	-1,07	-1,15	-1,25	-1,35
Itambé do Mato Dentro	-0,89	-1,01	-1,11	-1,21
Morro do Pilar	-0,91	-1,01	-1,14	-1,28
Passabém	-0,52	-0,60	-0,73	-0,83
Rio Vermelho	-0,80	-0,81	-0,88	-0,95
Santo Antônio do Itambé	-1,07	-1,05	-1,10	-1,20
Santo Antônio do Rio Abaixo	-0,21	-0,31	-0,48	-0,62
São Sebastião do Rio Preto	-0,15	-0,29	-0,45	-0,60
Serra Azul de Minas	-0,52	-0,48	-0,51	-0,58
Serro	-0,43	-0,45	-0,52	-0,61

Fonte: Projeções elaboradas pelo Cedeplar/UFMG

Um fenômeno bastante comum em termos de mobilidade espacial da população é a tendência de parte dos fluxos migratórios se direcionar para localidades mais próximas. Nesse sentido, no cenário tendencial não se espera que os principais municípios consigam exercer o papel de polarizador dos fluxos migratórios intrarregionais.

A diminuição da população da região Médio Espinhaço ocorrerá a um ritmo cada vez mais intenso, de -0,63% ao ano, entre 2010 e 2015, para -0,81% a.a., entre 2025 e 2030, como pode ser observado na tabela 5. Conceição do Mato Dentro, Ferros, Rio Vermelho e Serro são os maiores responsáveis pela tendência demográfica esperada, uma vez que estão entre aqueles de maior porte populacional, bem como entre os que apresentam mais forte ritmo de decréscimo (com exceção de Serro, cujo decréscimo fica abaixo da média regional). A importância do comportamento desses municípios fica ainda mais evidente ao se considerar que a população dos quatro, conjuntamente, deverá passar de aproximadamente 63 mil habitantes para 54 mil, entre 2010 e 2030.

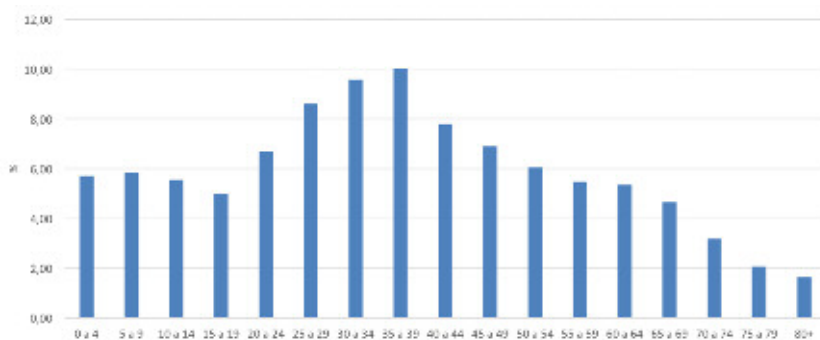
Como já foi dito, a evolução das componentes demográficas não impacta apenas o ritmo de crescimento, mas também a estrutura etária, algo fundamental para a elaboração de políticas públicas.

Os efeitos do envelhecimento ficam bastante evidentes ao se observar, no Gráfico 2, que a maior proporção de pessoas tende a se concentrar nos grupos etários de 30 a 39 anos, em 2030, uma alteração substancial. Em todas as idades anteriores a participação relativa irá diminuir, mostrando também os possíveis efeitos da emigração, que tendem a ocorrer nas idades mais jovens (inclusive mulheres no período reprodutivo), fato que tende a reduzir também a natalidade no decorrer do período de projeção. Em contrapartida, nas idades posteriores ao ponto modal ocorre expressivo aumento da participação da população, mostrando claramente o papel do envelhecimento e o maior peso das coortes acima das idades economicamente ativas.

A dinâmica demográfica aponta para um comportamento generalizado de perdas populacionais e de envelhecimento.

Gráfico 2

Projeção da distribuição da população, segundo grupos etários (%). Região Médio Espinhaço, 2030



Fonte: Barbieri, 2014b

Resultados das projeções demográficas tendenciais do Norte de Minas: 2010 a 2030

Em 2010, a região Norte de Minas tinha uma população de aproximadamente 501 mil pessoas, com um ritmo de crescimento demográfico, entre 2000 e 2010, inferior às médias do Brasil (1,2% ao ano) e de Minas Gerais (0,9% ao ano). Mas, ao contrário da região Médio Espinhaço, observa-se um crescimento absoluto em todos os períodos, atingindo 519 mil pessoas em 2030. Portanto, a tendência demográfica é de crescimento baixo, fruto da diminuição não só do crescimento natural, mas também das perdas líquidas populacionais, em um cenário de envelhecimento – portanto, de redução da população em idades mais propensas à emigração.

De maneira bem diferente do Médio Espinhaço, internamente os municípios do Norte de Minas apresentam comportamentos diferenciados, com ampliação da população na maioria dos seus municípios. No horizonte de projeção, os aumentos mais expressivos tendem a ocorrer em algumas localidades de maior porte populacional, com destaque para Jaíba, Janaúba e Taiobeiras, nesta ordem. Apesar do provável crescimento populacional, as projeções apontam para uma tendência de diminuição em 12 deles, sendo a mais expressiva em Monte Azul.

No Norte de Minas, o aumento da população ocorrerá a um ritmo decrescente, de 0,45% ao ano, entre 2010 e 2015, para 0,22% a.a., entre 2025 e 2030, como pode ser observado na Tabela 8. Jaíba e, em menor medida, Taiobeiras são os municípios cuja tendência demográfica aponta para o maior ritmo de crescimento demográfico. O primeiro tende a ter uma ampliação de 1,54% ao ano, no período 2010-2015, cujo ritmo diminui para 1,24% ao ano, no último quinquênio projetado. A importância regional de Jaíba fica ainda mais evidente ao considerar que este é um dos municípios de maior porte populacional, devendo atingir mais de 44 mil habitantes, por volta de 2030. Para Taiobeiras, entre o primeiro e o último período de projeção, a taxa de crescimento deverá variar de 1,15% até 0,81% ao ano.

Apesar de apresentar um ritmo mais lento de crescimento, Janaúba merece menção, pois tende a apresentar a maior população até o final do período, ultrapassando 74 mil habitantes em 2030, e certamente exercendo papel de importante polo regional.

Quanto à estrutura etária, fica evidente no Gráfico 3 a grande proporção da população em idade ativa – compreendida entre 15 e 64 anos, um período conhecido como “janela de oportunidades” ou de “bônus demográfico”, devido à diminuição da participação de pessoas em idades economicamente inativas, neste caso, de crianças.

Tabela 7
Projeção tendencial da população . Região Norte de Minas, 2010-2030

Região e municípios	2010	2015	2020	2025	2030
Norte de Minas	500.927	512.202	522.897	531.626	537.432
Águas Vermelhas	12.722	13.002	13.278	13.515	13.677
Berizal	4.370	4.571	4.779	4.977	5.150
Botumirim	6.497	6.377	6.268	6.154	6.011
Catuti	5.102	5.134	5.145	5.126	5.078
Cristália	5.760	5.668	5.600	5.526	5.424
Curral de Dentro	6.913	7.301	7.722	8.128	8.499
Divisa Alegre	5.884	6.273	6.681	7.082	7.450
Espinosa	31.113	31.273	31.384	31.361	31.158
Fruta de Leite	5.940	5.623	5.333	5.064	4.793
Gemeleiras	5.139	5.195	5.245	5.268	5.257
Grão Mogol	15.024	15.199	15.374	15.503	15.546
Indaiabira	7.330	7.297	7.264	7.214	7.137
Itacambira	4.988	5.220	5.461	5.694	5.898
Jaíba	33.587	36.260	39.014	41.779	44.425
Janaúba	66.803	69.131	71.248	72.971	74.182
Josenópolis	4.566	4.612	4.692	4.791	4.877
Mamonas	6.321	6.481	6.607	6.693	6.740
Mato Verde	12.684	12.623	12.495	12.280	11.985
Monte Azul	21.994	21.833	21.550	21.124	20.550
Montezuma	7.464	7.807	8.165	8.508	8.815
Ninheira	9.815	9.984	10.154	10.284	10.373
Nova Porteirinha	7.398	7.328	7.250	7.129	6.962
Novorizonte	4.963	5.085	5.214	5.345	5.457
Padre Carvalho	5.834	5.950	6.101	6.252	6.359
Pai Pedro	5.934	5.979	6.026	6.050	6.044
Porteirinha	37.627	37.715	37.661	37.384	36.850
Riacho dos Machados	9.360	9.202	9.047	8.876	8.658
Rio Pardo de Minas	29.099	29.636	30.161	30.569	30.784
Rubelita	7.772	7.541	7.314	7.076	6.814
Salinas	39.178	40.541	41.754	42.731	43.472
Santa Cruz de Salinas	4.397	4.248	4.102	3.955	3.796
Santo Antônio do Retiro	6.955	7.008	7.079	7.140	7.169
São João do Paraíso	22.319	22.973	23.577	24.057	24.377
Serranópolis de Minas	4.425	4.572	4.719	4.856	4.967
Taiobeiras	30.917	32.731	34.511	36.175	37.664
Vargem Grande do Rio Pardo	4.733	4.831	4.922	4.990	5.033

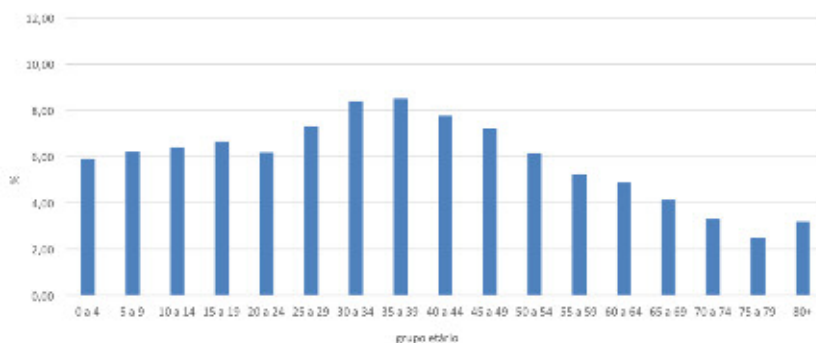
Fonte: Projeções elaboradas pelo Cedeplar/UFMG

Tabela 8
Taxa geométrica de crescimento médio anual. Região Norte de Minas, 2010-2030

Região e municípios	Taxa de Crescimento do Período (%)			
	2010-2015	2015-2020	2020-2025	2025-2030
Norte de Minas	0,45	0,41	0,33	0,22
Águas Vermelhas	0,44	0,42	0,35	0,24
Berizal	0,90	0,90	0,81	0,69
Botumirim	-0,37	-0,34	-0,37	-0,47
Catuti	0,13	0,04	-0,07	-0,19
Cristália	-0,32	-0,24	-0,27	-0,37
Curral de Dentro	1,10	1,13	1,03	0,90
Divisa Alegre	1,29	1,27	1,17	1,02
Espinosa	0,10	0,07	-0,01	-0,13
Fruta de Leite	-1,09	-1,06	-1,03	-1,09
Gemeleiras	0,22	0,19	0,09	-0,04
Grão Mogol	0,23	0,23	0,17	0,06
Indaiabira	-0,09	-0,09	-0,14	-0,21
Itacambira	0,91	0,91	0,84	0,71
Jaíba	1,54	1,47	1,38	1,24
Janaúba	0,69	0,61	0,48	0,33
Josenópolis	0,20	0,34	0,42	0,36
Mamonas	0,50	0,39	0,26	0,14
Mato Verde	-0,10	-0,20	-0,35	-0,48
Monte Azul	-0,15	-0,26	-0,40	-0,55
Montezuma	0,90	0,90	0,83	0,71
Ninheira	0,34	0,34	0,25	0,17
Nova Porteirinha	-0,19	-0,21	-0,34	-0,47
Novorizonte	0,49	0,50	0,49	0,42
Padre Carvalho	0,40	0,50	0,49	0,34
Pai Pedro	0,15	0,16	0,08	-0,02
Porteirinha	0,05	-0,03	-0,15	-0,29
Riacho dos Machados	-0,34	-0,34	-0,38	-0,50
Rio Pardo de Minas	0,37	0,35	0,27	0,14
Rubelita	-0,60	-0,61	-0,66	-0,75
Salinas	0,69	0,59	0,46	0,34
Santa Cruz de Salinas	-0,69	-0,70	-0,73	-0,82
Santo Antônio do Retiro	0,15	0,20	0,17	0,08
São João do Paraíso	0,58	0,52	0,40	0,26
Serranópolis de Minas	0,65	0,64	0,57	0,45
Taiobeiras	1,15	1,06	0,95	0,81
Vargem Grande do Rio Pardo	0,41	0,37	0,28	0,17

Fonte: Projeções elaboradas pelo Cedeplar/UFMG

Gráfico 3
Projeção da distribuição da população, segundo grupos etários (%). Região Norte de Minas, 2030



Fonte: Barbieri, 2014b

De forma semelhante ao Médio Espinhaço, em 2030, a maior proporção de pessoas tende a se concentrar nos grupos etários de 30 a 39 anos, com aumento da participação relativa nas idades subsequentes. Isso mostra claramente a tendência de maior peso das coortes acima das idades economicamente ativas.

A dinâmica demográfica do Norte de Minas aponta para um comportamento relativamente diversificado, uma vez que há tendência de aumento absoluto de população, mas são esperadas perdas líquidas populacionais para outras localidades, juntamente com envelhecimento generalizado. Ao contrário do Médio Espinhaço, alguns municípios podem exercer a função de atração populacional, pois indicam ritmo de crescimento acima da média do país e de Minas Gerais.

160

Año 9
Número 17

Segundo
semestre

Julio
a diciembre
de 2015

Os cenários alternativos do emprego e os impactos sobre o crescimento demográfico nas duas regiões

Para as duas regiões, os cenários econômicos sugeriram uma variação no emprego acima daquela que seria verificada caso não fossem implantados os empreendimentos minerais, indicando as externalidades para as regiões (por exemplo, pelo fomento do setor de serviços de baixo valor agregado). Mas, para o futuro, espera-se que não haja variação muito grande no emprego, quando comparada àquela observada entre 2007 e 2011. Por isso, as projeções populacionais tendenciais serão acrescidas de apenas 3,0% na TLM projetada no cenário B – de acordo com as evidências empíricas constadas na seção anterior.

Comparando-se o cenário A com o B, a diferença na variação do emprego é praticamente inexistente na maioria dos municípios da Região Médio Espinhaço, exceto em Morro do Pilar (uma variação 63,7% superior ao cenário B, no período 2010-2030, a maior delas), Conceição do Mato Dentro, Dom Joaquim, São Sebastião do Rio Preto e Serro. Por isso, nestes quatro últimos o acréscimo populacional considerado foi de 6,0%, enquanto no primeiro correspondeu a 10,0%. Nos demais, a variação permanece em 3,0%, tal como no cenário tendencial.

Para o Norte de Minas, a variação do emprego formal no cenário A praticamente não se difere daquela do cenário B, exceto nos municípios de Rio Pardo de Minas (uma variação 93,1% superior ao cenário B, no período 2010 a 2030, a maior delas), Taiobeiras e Grão Mogol. Nestes municípios o acréscimo populacional deverá ser de 10,0%, continuando

3,0% nos demais. Entretanto, no cenário A, muitas localidades da microrregião de Salinas tenderão a apresentar uma variação negativa quando comparada com o cenário B, portanto, está implícita uma relativa polarização do poder de atração na região Norte de Minas. Assim, estes municípios continuarão com a mesma população do cenário tendencial, pois não se espera acréscimo adicional.⁸

Considerando-se os acréscimos populacionais definidos para os cenários A e B, as projeções demográficas para as duas regiões e seus municípios estão apresentadas nas tabelas 9 e 10. Nota-se, no longo prazo, que os eventuais acréscimos populacionais nas regiões decorrentes do aumento da imigração são mais do que compensados pela redução do crescimento natural (determinado pela dinâmica entre nascimentos e mortes). Em outras palavras, a tendência brasileira de redução da fecundidade e (no médio e longo prazos) do crescimento e eventualmente tamanho populacional deverá ocorrer também nessas regiões.

Tabela 9
Projeções demográficas, por cenários. Região Médio Espinhaço, 2015-2030

Região e municípios	Cenário A				Cenário B			
	2015	2020	2025	2030	2015	2020	2025	2030
Médio Espinhaço	103.337	100.024	96.470	92.631	97.709	94.588	91.239	87.620
Alvorada de Minas	3.520	3.394	3.261	3.118	3.520	3.394	3.261	3.118
Carmésia	2.621	2.715	2.795	2.862	2.621	2.715	2.795	2.862
Conceição do Mato Dentro	18.851	18.157	17.427	16.639	17.784	17.130	16.441	15.697
Congonhas do Norte	5.379	5.369	5.348	5.311	5.074	5.065	5.045	5.011
Dom Joaquim	4.805	4.660	4.505	4.332	4.533	4.396	4.250	4.086
Ferros	11.214	10.583	9.938	9.284	10.580	9.984	9.376	8.759
Itambé do Mato Dentro	2.383	2.266	2.143	2.016	2.248	2.137	2.022	1.902
Morro do Pilar	3.679	3.496	3.301	3.095	3.345	3.178	3.001	2.814
Passabém	1.878	1.822	1.756	1.685	1.772	1.719	1.657	1.589
Rio Vermelho	14.313	13.742	13.145	12.533	13.503	12.964	12.401	11.824
Santo Antônio do Itambé	4.278	4.058	3.840	3.616	4.036	3.829	3.623	3.411
Santo Antônio do Rio Abaixo	1.920	1.891	1.846	1.789	1.811	1.784	1.741	1.688
São Sebastião do Rio Preto	1.748	1.723	1.684	1.634	1.649	1.625	1.589	1.541
Serra Azul de Minas	4.488	4.381	4.271	4.149	4.234	4.133	4.029	3.914
Serro	22.258	21.767	21.211	20.567	20.998	20.535	20.011	19.403

Fonte: Barbieri, 2014b

8 Os municípios com variação negativa em relação ao cenário B são: Águas Vermelhas, Berizal, Curral de Dentro, Divisa Alegre, Fruta de Leite, Indaiabira, Montezuma, Ninheira, Novorizonte, Rubelita, Santa Cruz de Salinas, Santo Antônio do Retiro e Vargem Grande do Rio Preto.

Tabela 10
Projeções demográficas, por cenários. Região Norte de Minas, 2015-2030

Região e municípios	Cenário A								Cenário B						
	2015	2020	2025	2030	2015	2020	2025	2030	A-T	B-T	A-B	Pop A-T	Pop B-T	Pop A-B	
Norte de Minas	528.968	539.858	549.148	555.595	527.568	538.583	547.575	553.555	7,29	10,91	10,51	0,41	18163	16123	2040
Águas Vermelhas	12.722	13.002	13.278	13.515	13.392	13.677	13.920	14.088	7,51	6,23	10,73	-4,50	-163	410	-573
Berizal	4.370	4.571	4.779	4.977	4.708	4.922	5.126	5.305	17,86	13,88	21,40	-7,51	-174	155	-328
Botumirim	6.568	6.456	6.339	6.191	6.568	6.456	6.339	6.191	-7,48	-4,71	-4,71	0,00	180	180	0
Catuti	5.288	5.299	5.280	5.230	5.288	5.299	5.280	5.230	-0,47	2,52	2,52	0,00	152	152	0
Cristália	5.838	5.768	5.691	5.587	5.838	5.768	5.691	5.587	-5,83	-3,00	-3,00	0,00	163	163	0
Curral de Dentro	6.913	7.301	7.722	8.128	7.520	7.954	8.371	8.754	22,94	17,57	26,63	-9,06	-371	255	-626
Divisa Alegre	5.884	6.273	6.681	7.082	6.461	6.881	7.294	7.673	26,61	20,36	30,41	-10,05	-368	223	-591
Espinosa	32.211	32.326	32.302	32.093	32.211	32.326	32.302	32.093	0,14	3,15	3,15	0,00	935	935	0
Fruta de Leite	5.940	5.493	5.216	4.937	5.792	5.493	5.216	4.937	-19,31	-16,89	-16,89	0,00	144	144	0
Gameleiras	5.351	5.402	5.426	5.414	5.351	5.402	5.426	5.414	2,29	5,36	5,36	0,00	158	158	0
Grão Mogol	16.719	16.911	17.053	17.101	15.655	15.835	15.968	16.013	3,48	13,82	6,58	7,24	1555	466	1088
Itaibira	7.330	7.297	7.264	7.214	7.516	7.482	7.430	7.351	-2,63	-1,59	0,29	-1,88	76	214	-138
Itacambira	5.376	5.625	5.864	6.074	5.376	5.625	5.864	6.074	18,23	21,78	21,78	0,00	177	177	0
Jaíba	37.348	40.184	43.032	45.758	37.348	40.184	43.032	45.758	32,27	36,24	36,24	0,00	1333	1333	0
Janaúba	71.205	73.386	75.160	76.407	71.205	73.386	75.160	76.407	11,05	14,38	14,38	0,00	2225	2225	0
Josenópolis	4.750	4.832	4.934	5.023	4.750	4.832	4.934	5.023	6,80	10,01	10,01	0,00	146	146	0
Mamonas	6.675	6.805	6.894	6.942	6.675	6.805	6.894	6.942	6,62	9,82	9,82	0,00	202	202	0
Mato Verde	13.002	12.870	12.648	12.345	13.002	12.870	12.648	12.345	-5,51	-2,68	-2,68	0,00	360	360	0
Monte Azul	22.488	22.197	21.758	21.167	22.488	22.197	21.758	21.167	-6,56	-3,76	-3,76	0,00	617	617	0
Montezuma	7.464	7.807	8.165	8.508	8.041	8.410	8.764	9.080	18,10	13,99	21,64	-7,65	-307	264	-571
Ninheira	9.815	9.984	10.154	10.284	10.284	10.458	10.592	10.684	5,68	4,77	8,85	-4,08	-89	311	-400
Nova Porteirinha	7.548	7.467	7.343	7.171	7.548	7.467	7.343	7.171	-5,89	-3,07	-3,07	0,00	209	209	0
Novorizonte	4.963	5.085	5.214	5.345	5.238	5.371	5.505	5.621	9,96	7,69	13,26	-5,57	-113	164	-277
Padre Carvalho	6.129	6.284	6.440	6.550	6.129	6.284	6.440	6.550	9,00	12,27	12,27	0,00	191	191	0
Pai Pedro	6.158	6.206	6.232	6.225	6.158	6.206	6.232	6.225	1,86	4,91	4,91	0,00	181	181	0
Porteirinha	38.846	38.791	38.505	37.956	38.846	38.791	38.505	37.956	-2,06	0,87	0,87	0,00	1106	1106	0
Riacho dos Machados	9.478	9.318	9.143	8.917	9.478	9.318	9.143	8.917	-7,50	-4,73	-4,73	0,00	260	260	0
Rio Pardo de Minas	32.599	33.177	33.626	33.863	30.525	31.065	31.486	31.708	5,79	16,37	8,97	7,41	3078	924	2155
Rubelita	7.772	7.541	7.314	7.076	7.767	7.534	7.289	7.018	-12,33	-8,95	-9,70	0,75	263	204	58
Salinas	41.758	43.007	44.013	44.776	41.758	43.007	44.013	44.776	10,96	14,29	14,29	0,00	1304	1304	0
Santa Cruz de Salinas	4.397	4.248	4.102	3.955	4.376	4.225	4.073	3.909	-13,68	-10,06	-11,09	1,03	159	114	45
Santo Antônio do Retiro	6.955	7.008	7.079	7.140	7.218	7.291	7.354	7.384	3,08	2,66	6,17	-3,52	-30	215	-245

Região e municípios	Cenário A								Cenário B						
	2015	2020	2025	2030	2015	2020	2025	2030	A-T	B-T	A-B	Pop A-T	Pop B-T	Pop A-B	
São João do Paraíso	23.662	24.285	24.779	25.108	23.662	24.285	24.779	25.108	9,22	12,50	12,50	0,00	731	731	0
Serranópolis de Minas	4.709	4.861	5.002	5.116	4.709	4.861	5.002	5.116	12,25	15,62	15,62	0,00	149	149	0
Taiobeiras	36.004	37.962	39.793	41.431	33.713	35.546	37.260	38.794	21,82	34,01	25,48	8,53	3766	1130	2637
Vargem Grande do Rio Pardo	4.733	4.831	4.922	4.990	4.976	5.069	5.140	5.184	6,34	5,43	9,53	-4,10	-43	151	-194

Fonte: Barbieri, 2014b

Como mostraram os resultados dos cenários alternativos, os ganhos populacionais com a implantação dos empreendimentos são pouco maiores que os previstos no cenário tendencial, uma vez que não se espera uma reversão abrupta de um longo contexto histórico de perdas líquidas de população. Em 2010, as regiões eram caracterizadas por uma participação significativa de movimentos pendulares, totalizando 1.542 trabalhadores no Médio Espinhaço e 9.710 no Norte de Minas.

As regiões são desiguais em termos de mobilidade espacial. No Médio Espinhaço, os municípios de Conceição do Mato Dentro e Serro demandam, conjuntamente, mais da metade da mão de obra pendular (34,4% e 17,4%, respectivamente), seguidos de longe por Ferros (8,1%). No Norte de Minas, a microrregião de Janaúba demanda mais da metade da mão de obra pendular (51,9%), seguida por Salinas (31,0%) e Grão Mogol (17,0%). Isso sugere que boa parte das vagas dos novos empregos que serão gerados poderá ser preenchida pela mão de obra local – o que explica o efeito moderado sobre a imigração, como visto anteriormente.

A proximidade e o tamanho populacional desempenham papel fundamental na estrutura espacial dos fluxos pendulares. Percebe-se que são relativamente poucos os lugares de residência dos trabalhadores pendulares. Mas, se considerarmos estes como pontos de uma rede já estabelecida, é bem provável que sejam as mais importantes fontes de mão de obra para os municípios que receberem parcial ou totalmente os empreendimentos de mineração previstos – casos de Conceição do Mato Dentro (cenários A e B) e Morro do Pilar (cenário A), no Médio Espinhaço, Rio Pardo de Minas, Taiobeiras e Grão Mogol, no Norte de Minas. Mesmo Taiobeiras não tendo previsão de atividades de mineração, como polo regional poderá, provavelmente, apresentar fomento no setor de serviços e consequente aumento da pendularidade.

A efetivação dos cenários alternativos implicará, provavelmente, expressiva polarização de empregos por parte de poucos municípios com capacidade de atração. Isso sugere um aumento da importância dos movimentos pendulares na futura redistribuição espacial do emprego, que deverá ser bastante regionalizado, mas com eventual fornecimento de trabalhadores mais especializados pela Região Metropolitana de Belo Horizonte, ou polos regionais, como Montes Claros. Assim, além da intensificação do trânsito entre municípios, também deve ocorrer uma maior especialização e fragmentação do uso do solo na região.

Considerações Finais

A construção de cenários demográficos é uma importante alternativa metodológica para a identificação de futuras demandas sociais – mormente aquelas relacionadas a saúde, educação e infraestrutura urbana. Tal metodologia é particularmente relevante em regiões de pequena base populacional, pouco estruturadas economicamente, em termos de serviços e equipamentos públicos, e que passam por expressivas transformações em função da introdução de grandes empreendimentos. Consequentemente, trata-se de uma importante ferramenta para o planejamento, ao informar a construção de políticas públicas de adaptação e adequação a essas demandas sociais.

Tomando como base a experiência recente dos principais municípios de Minas Gerais onde a atividade de mineração desempenha papel predominante nas economias locais, a implementação parcial ou total dos empreendimentos previstos não deverá ser capaz de reverter a tradição histórica das perdas líquidas de população das duas regiões, pelo menos para além do padrão atual no Brasil, de arrefecimento dos fluxos migratório de caráter mais duradouro. De fato, a tendência atual é de emergência de novos tipos de mobilidade espacial da população, com fluxos de mais curta duração e aumento expressivo dos movimentos pendulares. Tudo indica que as duas regiões em questão não ficarão alheias a esta nova realidade, geradora não só de novas oportunidades, mas também de maior fragmentação e segregação do uso do solo.

Assim, o diagnóstico e os prognósticos desenvolvidos para os dois estudos de caso neste artigo – Médio Espinhaço e Norte de Minas – apontam para a necessidade de atenção especial nas áreas de infraestrutura de transportes intermunicipais, uma vez que a mobilidade de trabalhadores pendulares tende a aumentar, com a implantação de novos empreendimentos do setor de mineração. Por este motivo, parte do aumento da demanda sobre serviços públicos essenciais como saneamento, educação, saúde e segurança pública deverão ser ofertados nos municípios de residência dos trabalhadores, e não apenas naqueles que sediam ou sediarão os empreendimentos. De fato, os filhos, cônjuges e demais familiares de imigrantes e de trabalhadores pendulares deverão ser atendidos nos municípios de residência, que, como se viu, não serão necessariamente os locais de trabalho.

Também não se pode desconsiderar o fato de que as duas regiões, por mais de meio século, funcionaram como fornecedora de mão de obra jovem, de baixa escolaridade, muitas vezes para locais distantes. No contexto atual de envelhecimento populacional generalizado, deseconomias de aglomeração nos grandes centros urbanos, emergência de novos polos regionais e exploração de recursos naturais em áreas do interior do país – como mineração –, as regiões metropolitanas não devem mais desempenhar a mesma capacidade de atração do passado, e muito menos absorção duradoura de trabalhadores de baixa qualificação e escolaridade. Portanto, é fundamental que sejam propiciadas melhorias concretas nas condições de vida de populações com base rural significativa, senão para a superação, ao menos para a mitigação do enorme déficit de desenvolvimento que caracteriza o Norte de Minas e o Médio Espinhaço.

Bibliografia

- BARBIERI, A. F. (Coord.). *Plano regional estratégico em torno de grandes projetos minerários no Norte de Minas. Produtos 1 a 5, lote 1*. Belo Horizonte: Cedeplar/UFMG, 2014a.
- *Plano regional estratégico em torno de grandes projetos minerários no Médio Espinhaço. Produtos 1 a 5, lote 2*. Belo Horizonte: Cedeplar/UFMG, 2014b.
- RUIZ, R. M. (Coords.). *Plano de desenvolvimento regional para o Vale do Alto Paraopeba. Produtos 1 a 5*. Belo Horizonte: Cedeplar/UFMG, 2009.
- CARVALHO, J. A. M. DE; GARCIA, R. A. *Estimativas decenais e quinquenais de saldos migratórios e taxas líquidas de migração do Brasil, por situação do domicílio, sexo e idade, segundo unidade da federação e macrorregião, entre 1960 e 1990, e estimativas de emigrantes internacionais do período 1985-1990*. Belo Horizonte: Cedeplar/UFMG, 2002. Disponível em: <http://www.CEDEPLAR.ufmg.br/pesquisas/saldos_migratorios/Estimativas_saldos_migratorios.pdf>.
- CELADE – CENTRO LATINOAMERICANO Y CARIBEÑO DE DEMOGRAFIA. *Métodos para Proyecciones Demográficas*. Santiago: Cepal, 1984.
- DUCHESNE, L. Proyecciones de población por sexo y edad para áreas intermedias y menores: método “relación de cohortes”. In: GRANADOS, M. P. (Comp.). *Métodos para proyecciones subnacionales de población*. Bogotá: Celade, 1989. p. 71-126.
- IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Projeção da população brasileira por idade e sexo, 1975-2000*. *Revista Brasileira de Estatística*, Rio de Janeiro, v. 35, n. 139, p. 357-370, 1974.
- *Censo Demográfico 1991, 2000, 2010*. Rio de Janeiro, IBGE.
- MACHADO, C. C. *Projeções multirregionais de população: o caso brasileiro (1980-2020)*. Tese (Doutorado) – Cedeplar/UFMG, Belo Horizonte, 1993.
- MADEIRA, J. L.; SIMÕES, C. C. DA S. Estimativas preliminares da população urbana e rural segundo as unidades da federação, de 1960/1980 por uma nova metodologia. *Revista Brasileira de Estatística*, Rio de Janeiro, v. 33, n. 129, p. 3-11, jan./mar. 1972.
- NAÇÕES UNIDAS. *Manual VIII. Métodos para projeções de população urbana e rural*. Nova Iorque, 1974.
- WALDVOGEL, B. C. *Técnicas de projeção populacional para o planejamento regional*. Belo Horizonte: Cedeplar/UFMG, 1998. 162p. (série Estudos Cedeplar).
- WONG, L. R.; HAKKERT, R.; LIMA, R. A. (Orgs.). *Futuro da população brasileira: projeções, previsões e técnicas*. Abep, Ed. Hucitec, 1987.

El capital en el siglo XXI

Thomas Piketty

Ignacio Pardo

*Programa de Población, Facultad de Ciencias Sociales,
Universidad de la República*

Piketty y la Demografía

A fines de 2014, cuando fue editado en español *El capital en el siglo XXI*, ya se había convertido en el libro más vendido en la historia de la editorial Harvard University Press gracias a su edición en inglés. Pero esta ambiciosa investigación del economista francés Thomas Piketty sobre la distribución del ingreso y la riqueza no era solo un éxito de ventas: también había desatado un debate público inédito para un libro académico de setecientas páginas.

Las principales tesis del libro se sustentan en quince años de trabajo colaborativo —sobre todo con Anthony Atkinson, Facundo Alvaredo y Emmanuel Saez¹—, durante los que Piketty logró construir una serie histórica de datos cuyo vigor destacan hasta sus detractores. Con ella, y con un marco analítico potente y simple, logró describir la distribución del ingreso y la riqueza desde comienzos del siglo XVIII hasta nuestros días, en las series más largas para los casos de Francia, Alemania, Estados Unidos y el Reino Unido y, para años más recientes, con la incorporación de otros países como Japón. El título es engañoso: el libro no habla sobre el siglo XXI más que de forma lateral. Se centra en la dinámica del capital en los siglos XVIII, XIX y XX, pero su tono epistemológico —similar al de Marx y otros clásicos de la Economía política—, lo lleva a identificar fuerzas centrales de la acumulación económica desde las cuales conjeturar escenarios para el siglo en que vivimos.

Al día de hoy, las esquivas del debate siguen rozando una multitud de disciplinas de las ciencias sociales e influyen sobre las discusiones políticas acerca de temas como la distribución de la riqueza, las reformas impositivas y los paraísos fiscales. Aunque los cientos de reseñas sobre *El capital en el siglo XXI* ya han cumplido la función de describir el libro para aquellos que no lo han leído, interesa revisitar la tesis central de Piketty para explorar el interés que puede tener el libro para la Demografía.

Las conclusiones y los pronósticos más relevantes del libro surgen de estudiar la relación de largo plazo entre la tasa de retorno del capital y la tasa de crecimiento económico. La diferencia entre ambas tasas, típicamente en beneficio de la primera, se resume en la ya célebre $r > g$. La serie histórica de datos permite a Piketty mostrar cómo una diferencia muy grande entre ambas tasas puede extenderse durante mucho tiempo, propiciando una mayor participación del capital en la economía, y cómo una creciente proporción de los

1 Actuales coordinadores del proyecto *The World Wealth and Income Database* junto con Piketty y Gabriel Zucman (<<http://topincomes.parisschoolofeconomics.eu/>>).

ingresos derivados del capital (y por tanto una decreciente proporción de los salarios) en los ingresos totales favorece la persistencia de niveles sostenidos de desigualdad. Y esto no se vincula a un período excepcional dentro de un ciclo de crecimiento ni a una anomalía del capitalismo, sino al desarrollo de sus tendencias inherentes.

Por cierto, hubo mejoras en la distribución del ingreso y de la riqueza en las décadas centrales del siglo xx, con momentos en los que r no fue mayor que g , pero más que interpretarse como una tendencia del propio proceso —como podría seguirse de atenerse a la curva de Kuznets²—, debe leerse como una consecuencia de la destrucción de capital asociada a las dos guerras más devastadoras de la historia de la humanidad y a las políticas regulatorias y fiscales adoptadas tras el fin de la segunda. Ambos factores mantuvieron a raya las ganancias del capital, pero en ausencia de fenómenos así, nada asegura que los niveles de desigualdad propios del capitalismo patrimonial del siglo xix no retornen en el siglo xxi, por la simple persistencia de $r > g$. La discusión está dada con datos de los países centrales, por lo que su aplicabilidad en regiones como la nuestra debe ser discutida con mayor detalle.

El libro tiene interés por una cantidad de otros aspectos. En primer lugar, por incorporar los rendimientos de capital y la distribución de la riqueza al estudio de la desigualdad, allí donde suelen prevalecer los estudios de desigualdad de ingresos laborales. Luego, por hacer dialogar las tendencias de la desigualdad personal (la más habitual, resumida en el índice de Gini o en los estudios acerca de cuánto se apropia el 1% más rico) con la distribución funcional del ingreso (entre ingresos del trabajo e ingresos del capital). También por aspectos acaso subsidiarios, como la notable forma en que está escrito o el uso de textos de Honoré de Balzac o Jane Austen para explicar conceptos económicos; por explorar extensiva y creativamente registros administrativos de propiedad e información tributaria; por su mirada normativa, que obliga a discutir meritocracia e igualitarismo; por sus propuestas de «tasas confiscatorias» de alcance global para gravar progresivamente al capital o de eliminación de los paraísos fiscales y fortalecimiento de una institucionalidad que haga posible la tributación global; por haber privilegiado la producción académica en formato libro, favoreciendo el diálogo entre disciplinas y combatiendo la especialización extrema. Además, el libro tiene interés para la Demografía. Hay al menos cuatro motivos por los cuales los demógrafos deberían leerlo.

El primero: las propias tendencias poblacionales juegan un rol importante en la descripción de los patrones de desigualdad descritos en el libro. Aunque suele olvidarse, la tasa de crecimiento económico (g) puede aumentar por mejoras en la productividad per cápita tanto como por el mero crecimiento poblacional. De hecho, el largo período de crecimiento que experimentó la población mundial durante el siglo xx explica aproximadamente la mitad del crecimiento económico del período. Así, el enlentecimiento del crecimiento demográfico —una de las certezas para lo que queda del siglo xxi— favorece el ingreso en una etapa de lento crecimiento económico, un escenario favorable a que los retornos del capital heredado predominen ampliamente sobre los salarios en el total de ingresos.

Con solo imaginar cómo se licúan las herencias repartidas entre diez hermanos y cómo se concentran las que corresponden a un hijo único podemos tener una clara idea de lo que sucede a nivel agregado. En gran medida, es por esta tendencia poblacional,

2 KUZNETS, S. (1955), «Economic Growth and Income Inequality», en *American Economic Review* 45 (1): 1-28.

entonces —si no se compensa con medidas políticas y tributarias que combatan sus efectos concentradores—, que el siglo XXI podría ser el del resurgimiento de un régimen del siglo XIX, cuando el bajo crecimiento poblacional y económico del planeta reforzaba la importancia del capital en el conjunto de la economía y la estabilidad de las jerarquías. Esta es la dinámica demográfica que facilitaría el «retorno del capital». Se trata de una idea tan sencilla y razonable que resulta extraño cuán poco se la ha incorporado, quizá por la escasa relación entre la Demografía, los estudios de desigualdad económica y los de estratificación social más asociados a la Sociología.

El segundo motivo por el cual los demógrafos harían bien en leer a Piketty es que el libro genera una interesante provocación a refinar este mismo esquema con una descripción más acabada de la dinámica demográfica, más allá del dato crudo del crecimiento poblacional. Para observar cómo las desigualdades se perpetúan, profundizan o atemperan en conexión con las tendencias poblacionales, es necesario profundizar en la lógica de la reproducción social y biológica de las poblaciones, incorporando más elementos que los vinculados al solo crecimiento del *stock* y conociendo más a fondo las formas de la transferencia intergeneracional de capitales.

Los patrones de homogamia, sin ir más lejos, son un punto central para profundizar en la influencia del capital pasado en la distribución presente de la riqueza y del ingreso, conectando las herencias con las sociedades conyugales. En términos más generales, la conexión entre patrones de desigualdad, nupcialidad y logro de estatus puede dar una imagen más acabada del aporte de la dinámica poblacional a la desigualdad futura, a través de una agenda de investigación que vincule el estudio de las desigualdades con el de la formación de hogares. No es otra cosa que profundizar en la relación biunívoca entre desigualdad y reproducción, que en un contexto de fuerte cambio familiar resulta más compleja que en el siglo XIX.

Es bueno que los demógrafos lean el libro de Piketty por un tercer motivo: ampliar las agendas de investigación que vinculan tendencias demográficas y económicas. Este tipo de investigaciones son intensas y relevantes desde Malthus, pero suelen enfocarse en pocos temas. A saber, a) la relación entre *stock* y crecimiento poblacional, y generación de recursos o sostenibilidad ambiental; b) la relación entre cambio en la estructura de edades, transferencias intergeneracionales y sistema de pensiones y jubilaciones. Así, el interés suele estar puesto en analizar la población y los recursos en términos agregados; sería más que interesante incorporar con más fuerza la desigualdad de riqueza e ingresos.

Pero hay una cuarta razón. Aunque no lo diga expresamente, si leemos el libro con los ojos de la Demografía, Piketty nos recuerda que el estudio de la desigualdad puede y debe auxiliar nuestra explicación de los comportamientos demográficos. Es cierto que la desigualdad no es ajena a las explicaciones más usuales en la investigación sociodemográfica, al menos en la acepción menos exigente del término: es práctica común construir evidencia de diferenciales de algún comportamiento según variables que estratifican la población. Pero queda mucho por hacer en la incorporación de estas variables de estratificación en una cadena causal que incorpore los mecanismos o canales por los cuales la desigualdad incide en los comportamientos demográficos. En términos micro, ¿qué implica que variables como la de nivel educativo «funcionen» a la hora de predecir variables de resultado asociadas a comportamientos demográficos, como la fecundidad? Podemos describir los resultados empíricos con facilidad, pero no resulta tan fácil ir más allá: como factor explicativo, el nivel educativo podría fungir de *proxy* de lugar en la estratificación

social vertical, constituir un indicador de capital humano, dar cuenta del efecto de orientaciones normativas asociadas a la educación, de la privación relativa de ese atributo respecto al resto de la población, o de alguna otra cosa. Así como Watkins³ mostró en un conocido artículo que la incorporación de la variable sexo a los modelos de la Demografía restringía a las mujeres a explicaciones muy estrechas de los comportamientos que protagonizaban, la incorporación de los patrones de desigualdad a las explicaciones demográficas puede permanecer muy limitada si no se profundiza su rol en la estructura de la explicación que la incorpora.

Esto a nivel micro, pero los hallazgos de Piketty sugieren que hay trabajo por hacer a nivel macro, sobre todo si la desigualdad tiende a asentarse en la línea de lo predicho en el libro. ¿Cómo tienden a ser la fecundidad, el cambio familiar o la movilidad interna de una población cuyas desigualdades estructurales son más altas que en otra? Si los niveles de desigualdad generan efectos en algunos rendimientos colectivos de las poblaciones, tal como han mostrado autores como Wilkinson y Pickett,⁴ queda por saber en mayor detalle cómo estos niveles modifican su dinámica demográfica. Y esto tiene especial sentido para la investigación sociodemográfica latinoamericana, donde los comportamientos suelen tender a una lógica dual, alineada a las desigualdades entre estratos. Por todo eso, nuestra comunidad académica puede beneficiarse especialmente de la investigación interdisciplinaria en torno a estos temas.

3 WATKINS, S. C. (1993), «If all we knew about women were what we read in Demography, what we would know? », en *Demography*, 30: 551-578.

4 WILKINSON, R. y PICKETT, K. (2009), *The Spirit Level: Why More Equal Societies Almost Always Do Better*, Londres: Allen Lane.

Fernando Lozano Ascencio¹ en conversación
con Jorge Durand²

Conexiones demográficas

«Cuando se pone una contención, en cierto modo se acaba
la crisis migratoria, pero no el problema de origen»

El antropólogo social Jorge Durand nació en Lima en 1949. Algunos años más tarde se trasladó a México, país en el que desarrolló la carrera que lo convertiría en uno de los principales especialistas en el campo de estudios sobre migración México-Estados Unidos. Sus estudios de doctorado en Geografía y Ordenamiento Territorial en Tolouse, su trayectoria como profesor visitante de varias de las universidades más importantes de los Estados Unidos y los proyectos que coordinó junto con Douglas Massey (el *Mexican Migration Project*, desde 1987 y el *Latin American Migration Project*, desde 1996) le permitieron profundizar en torno a las migraciones a una escala global.

La idea es conversar sobre esto que se ha llamado «la crisis migratoria». Me gustaría tener tu punto de vista sobre cuál podría ser la explicación de su origen, sus principales manifestaciones, sus expresiones regionales...

La definición de crisis migratoria está dada por el país de destino. En el de origen hay crisis que pueden estar desatadas por guerras, que generan la necesidad de refugio, o puede haber una crisis de seguridad, o violencia, como en Honduras, que detona un proceso migratorio. Y cuando estos flujos llegan al país de destino, ahí se convierte en crisis.

Hoy, Alemania es el foco receptor más fuerte de estos procesos, porque ha tenido una política de apertura a refugiados sirios y de la región. Pero no podemos hablar de crisis migratoria en el Reino Unido, por ejemplo: forman parte de Europa pero no es algo que les afecte, aunque les afecta la población de origen colonial que sigue llegando a sus costas, de Paquistán, de la India. Estamos viendo un reflujo que tiene que ver con las relaciones coloniales.

1 Doctor en Sociología y maestro en Demografía. Es investigador titular del Centro Regional de Investigaciones Multidisciplinarias (CRIM) de la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM), campus Morelos. Durante los últimos veinte años ha trabajado temas relacionados con la migración México-Estados Unidos, las remesas de los migrantes, los debates sobre el vínculo entre migración y desarrollo, la migración de recursos humanos calificados en América Latina y la migración internacional de retorno.

2 Antropólogo y profesor-investigador titular del Departamento de Estudios sobre los Movimientos Sociales (DESMOS) de la Universidad de Guadalajara, en Jalisco, y codirector, con Douglas S. Massey, del Mexican Migration Project (desde 1987) y del Latin American Migration Project (desde 1996) auspiciado por Princeton University y la Universidad de Guadalajara. Es miembro del Sistema Nacional de Investigadores de México (nivel III), de la Academia Mexicana de Ciencias y de la National Academy of Sciences de Estados Unidos.

Entonces, lo que hay son momentos de crisis que se deben a otros fenómenos: una crisis humanitaria, de seguridad, de violencia, una persecución de cierto grupo. Eso detona un flujo masivo, orientado a una región. Ahí se habla de crisis migratoria. Se define en el lugar de destino. Hoy es una crisis europea y de Alemania como punto de referencia.

No hay una crisis migratoria generalizada, global, sino más bien situaciones muy regionales, históricamente condicionadas, en países específicos. No se trata de un proceso generalizado a nivel global...

Yo diría que los flujos migratorios no son globales, sino regionales. Los principales flujos que se dirigen al Reino Unido, por ejemplo, son de sus excolonias y de su entorno regional. En Holanda y en España es lo mismo: hay una vinculación histórica. Hoy en día la crisis migratoria que se da entre Centroamérica y Estados Unidos ocurre en una coyuntura muy precisa, con niños, con mujeres embarazadas que migran; eso genera un momento de crisis y luego se generan controles migratorios: en este caso, el control migratorio mexicano, que está deteniendo el flujo centroamericano y lo redujo de manera muy sensible. Se había convertido en crisis el año pasado. Ahora vivimos la crisis de refugiados de Siria, de la guerra, y no hay una contención. Lo que busca Europa es negociar con Turquía una contención, que haya una barrera. Por ejemplo, la crisis que tenemos hoy en día en Costa Rica (una minicrisis, porque no es de esas proporciones) es de cubanos que están atorados en Costa Rica porque Nicaragua no los deja pasar. Estos cubanos venían por la ruta de Ecuador, Colombia, Panamá y al llegar a Costa Rica se detienen, por una política de contención, que no sabemos por qué existe, por qué Nicaragua está actuando de esa manera, si hizo alguna negociación con Estados Unidos, ya que todos esos cubanos tienen derecho a pedir asilo al llegar a Estados Unidos. México no desarrolla una política de contención rigurosa con los cubanos. Pueden estar veinte días. Luego tienen permiso para salir del país y lo que hacen es irse a Estados Unidos. Ecuador, que tenía una política muy flexible, hoy le puso visa a los cubanos, porque llegaban a Ecuador, pero no querían quedarse allí sino irse a Estados Unidos.

Este flujo se acaba cuando se acabe la política migratoria de Estados Unidos de pies mojados y pies secos, que permite a los cubanos cruzar por la frontera de México y recibir asilo. Eso pasó con el flujo migratorio de los mexicanos a Canadá. Cuando los mexicanos descubrieron que podían pedir asilo y les daban dos años de financiamiento y alimentación, muchos se inventaron un discurso de que estaban perseguidos por a, b o c. ¿Qué hizo Canadá? Puso visa.

Volviendo a Europa, hoy en día ni Turquía ni Grecia ponen contención, como tampoco lo hace Italia, que recibe a los refugiados de Libia pero luego les abre la puerta para que se vayan y los que se molestan son los franceses, porque muchos migrantes quieren llegar a Francia, no a Italia. Es un asunto de cuándo y dónde se va a poner la contención y se acaba en cierto modo la crisis. No se acaba el problema de origen: la guerra, la inseguridad, el cacicazgo o la dictadura en tal país van a seguir.

Me parece importante la acotación que haces para entender este asunto de la o las crisis migratorias como respuesta de los países receptores. Este tipo de respuesta está muy ligado a sus políticas migratorias y a la política, finalmente, en torno a qué hacer con los desplazamientos masivos de personas. Y cuando se habla de crisis migratoria no se habla tanto de los procesos de migración laboral, sino de refugiados. Pero el asunto es el siguiente: cuando uno ve estas situaciones tan dramáticas, donde muere tanta gente, ¿cuál es el tipo de respuesta adecuada? Te pongo dos casos, los más vistosos. Uno son estos

traslados masivos en barcos a través del Mediterráneo hacia Europa, en los que muere tanta gente. El otro es la crisis de los transmigrantes centroamericanos. ¿Cómo podríamos reflexionar en torno al quehacer de la política vinculado con estos dos ejemplos?

Una parte es la política de asilo de cada país. Hay países más generosos que otros; hay países que ponen más condiciones que los demás; hay países que tienen una política abierta, de receptores de migrantes, porque prevén que en el futuro van a necesitar mano de obra. Alemania es un caso clarísimo. En qué condiciones llegan los migrantes es otro problema. Allí intervienen las mafias. Las barcazas inseguras o las lanchas para veinte personas donde meten cincuenta son un negocio de mafias que se establecen cuando hay flujos masivos. Ahí habría que ver qué políticas están imponiendo los países de destino y los países donde están las mafias. En situaciones de caos político, como se da ahora en Libia, con la autoridad fragmentada, las mafias operan a su antojo. ¿Qué pueden hacer Alemania o Italia respecto a la mafia que está en Libia? Hay un problema de derecho internacional o acuerdos. Es algo que hizo España. Cuando iban los cayucos a Canarias, España estableció negociaciones con los países de origen y financió, apoyó a los países de origen para frenar a las mafias. Cuando las mafias ya no ofrecen el servicio, el flujo se detiene. En el caso mexicano, llevamos más de una década con el problema de los asaltos del crimen organizado o de las mafias que asaltan a los migrantes que viajan en La Bestia... y no solo en La Bestia, sino a todos los migrantes que pasan por México. Y, ¿cuál es la política del gobierno mexicano respecto a las mafias? Si le metes inteligencia y dinero, eso se puede solucionar. Las mafias utilizan sistemas de transferencia de dinero, pero no hay controles. ¿Qué se ha hecho para controlar los sistemas de transferencias de dinero, en los que se basa toda la extorsión a los migrantes? No tengo noticia de que se haya hecho algo. Entonces, la política de control del crimen depende del país donde estén operando las mafias. En este caso, México, Libia, Turquía. Y luego están los negocios de la industria de la migración, que está en torno a todo esto. Pasajes, salvavidas para cruzar el Mediterráneo... a los migrantes les venden estos servicios, muchos de ellos controlados por la mafia y muy visibles.

Es como las crisis capitalistas, que no significan fracaso ni pobreza generalizada, al contrario, en las crisis hay sectores muy importantes que salen beneficiados.

Exactamente, se aprovechan de esta coyuntura. A mayor flujo, mayor ingreso y mayor sofisticación de las mafias. La mayoría de los migrantes tiene algún recurso. ¡Si no, no puedes hacer el viaje! Tienes que pagarle a los mafiosos para que te puedan trasladar de un lado al otro, tienes que sobornar aduaneros... Esto se complica cuando son familias. Es el caso que vemos ahora, donde huyen familias enteras o se reunifican familias enteras, como en el caso de Centroamérica-Estados Unidos. Casos de reunificación familiar motivados por una política migratoria tan específica y curiosa como la de Estados Unidos, que te impide el retorno a tu lugar de origen. Los hijos quedan totalmente desamparados y entonces queda la idea de forzar la reunificación familiar por la vía informal. Eso sucedió con los niños centroamericanos, que no pueden ser devueltos y el gobierno dice «mejor que se encargue la familia». No hay proceso de deportación inmediato porque la ley tampoco lo permite. Sí se puede hacer con niños mexicanos, que se deportan todos los días, porque es un país fronterizo, pero no lo puedes hacer con los países centroamericanos pues no son países fronterizos de Estados Unidos. Entonces los migrantes, las mafias, las familias, encuentran resquicios legales y los aprovechan. Cuando se hace masivo, se convierte en crisis.

Dado que no es un proceso generalizable, ¿qué criterios deberíamos considerar entonces para hacer alguna tipología de crisis migratorias?, ¿qué elementos debiéramos tomar en cuenta, a modo de resumen?

Es una pregunta complicada, porque hacer una tipología requiere una disección de elementos... Se mezclan tres procesos. Uno es la migración económica, migrantes que se suben a esta marea, pero tienen motivos económicos. El siguiente es la reunificación familiar. ¿Por qué van los sirios a Holanda? Porque tienen un pariente con su red social. El tercer proceso es la crisis humanitaria de sectores minoritarios de la población, migrante pero totalmente desarraigada. No tienes tierra ni propiedad, el barrio es inseguro, tu vecino puede ser tu enemigo, tu extorsionador... A estos migrantes desarraigados los vemos en algunos casos de Centroamérica: viajan absolutamente sin nada, no tienen redes, están huyendo de una situación de violencia sistémica. También es el caso de conflictos armados, donde huyes de la violencia porque estás en el fuego cruzado de varios grupos. Si no tienes nada y lo que te espera es la muerte, huyes. Son estos migrantes, que no son económicos ni de reunificación familiar, quienes entran como refugiados y son los auténticos refugiados: los apátridas, los que no tienen absolutamente nada y los que deberían ser considerados como personas sujetas a refugio y muchas veces no lo son, por ser los más pobres, los más desprotegidos, los más desvalidos.