

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-lineal* 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.

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

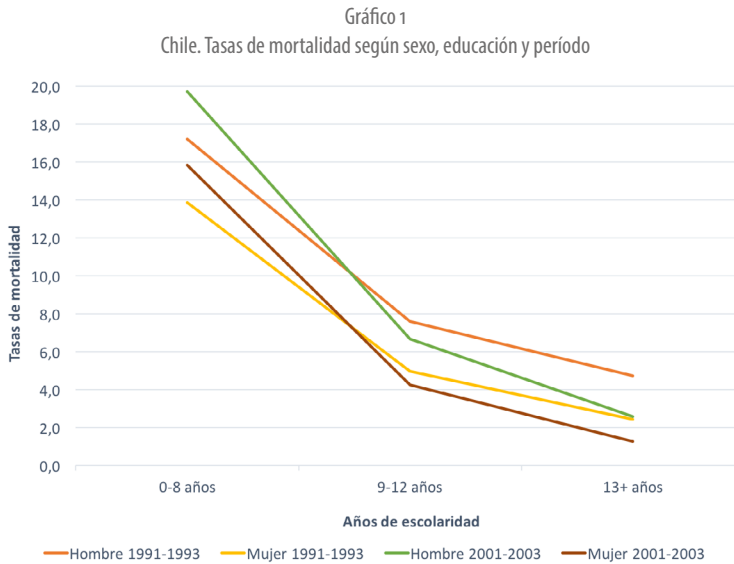
Finalmente, a partir de la combinación y transformación de los coeficientes estimados en los modelos de regresión por una función exponencial, es posible estimar las tasas de mortalidad para los grupos específicos de la población de interés de análisis.

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
Edad	Mujeres					
	1991-1993			2001-2003		
	Muertes	Años-persona	Tasa de mortalidad	Muertes	Años-persona	Tasa de mortalidad
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.

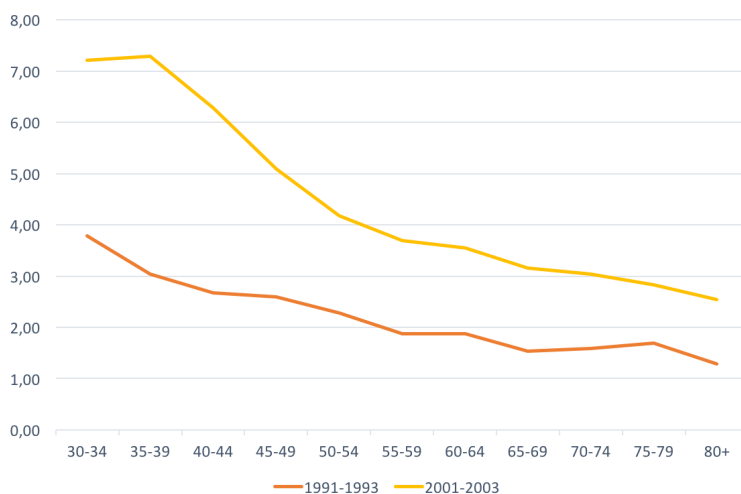
Para las mujeres, los coeficientes de regresión de la interacción de las variables edad y educación no son estadísticamente significativos para el período 1991-1993. Algunos de los coeficientes de interacción se tornan significativos en el segundo trienio (2001-2003) ($p < 0,05$), especialmente para 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

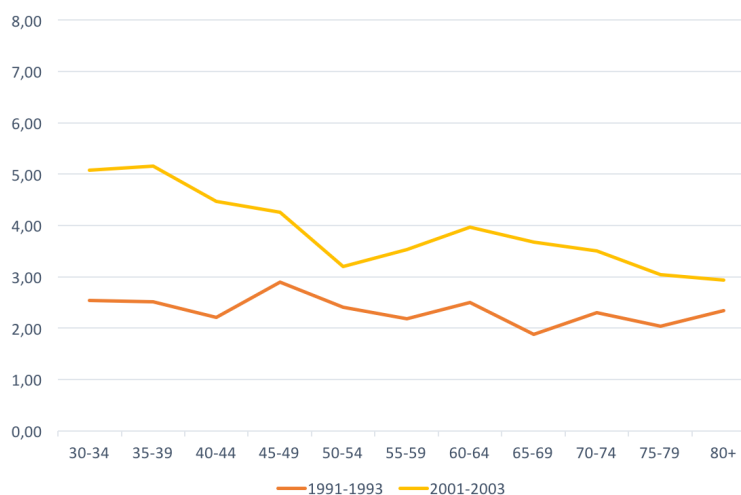
Chile: Hombres, diferencial educativo (razón entre 0-8/13+) según edad y período (ratios estimados a partir del modelo 2)



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 Europeenne 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 *Annual 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.*

