

Moisés Sandoval González

**Diferencial educacional en la mortalidad
adulta en Chile 1991-2003**

Belo Horizonte, MG
UFMG/Cedeplar
2014

Moisés Sandoval González

Diferencial educacional en la mortalidad adulta en Chile 1991-2003

Dissertação apresentada ao curso de Mestrado em Demografia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do Título de Mestre em Demografia.

Orientador: Prof. Cássio Maldonado Turra

Belo Horizonte, MG
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional
Faculdade de Ciências Econômicas - UFMG
2014

Ficha Catalográfica

Sandoval, M.

S218d Diferencial educacional en la mortalidad adulta en Chile
2014 1991-2003 [manuscrito] / Moisés Sandoval Gonzáles. – 2014.
113f. : il., gráfs. e tabs.

Orientador: Cássio Maldonado Turra.
Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Minas Gerais,
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional.
Inclui bibliografia (f. 87-99) e anexos.

1. Mortalidade – Teses. 2. Chile – Mortalidade – Teses. 3. Chile –
Condições sociais – Teses. 4. Chile – Condições econômicas – Teses.
5. Educação – Chile – Teses. I. Turra, Cássio Maldonado.
II. Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de Desenvolvimento
e Planejamento Regional. III. Título.

CDD:

304.64983

Hoja de Aprobación

A mi padre y madre, por su apoyo incondicional.

AGRADECIMENTOS

A lo largo de este período de estudio he contado con el apoyo y colaboración en distintos grados y niveles de diferentes personas que de manera directa e indirecta aportaron e influyeron para que pudiera avanzar y dar término a este proceso de formación académica. En este sentido, a través de las líneas siguientes quisiera agradecer a cada una de las personas que estuvieron presentes y que tornaron más fácil el camino recorrido.

Así, en primer lugar quisiera agradecer al Profesor Cássio Maldonado Turra por haber aceptado orientar la presente disertación y, por su compromiso académico y profesional que me brindó durante todo este proceso. Junto con ello, agradezco el apoyo, acompañamiento, y total disposición a escuchar y esclarecer cada una de las dudas que fueron surgiendo en la elaboración de este trabajo y por tener siempre la disposición de ayudar.

A su vez, aprovecho la instancia para agradecer a los profesores de Cedeplar por dos principales razones. En primer lugar por ser de quienes he aprendido demografía y por haber incidido de manera directa e indirecta en la elaboración de este trabajo y, en segundo lugar agradezco la oportunidad y acogida que me brindaron en vuestro centro. También, quisiera hacer extensivo el agradecimiento a cada uno de los funcionarios de Cedeplar que me han apoyado en los procesos administrativos y académicos durante todo este tiempo. En especial a Sebastião, Cecilia, Katia y Carol.

Agradezco a todos aquellos compañeros de aulas que durante el proceso de elaboración de la disertación aportaron con sus críticas, comentarios y sugerencias, las cuales permitieron encaminar de mejor manera el presente trabajo. En especial a Marcela por su constante colaboración y apoyo tanto en lo anímico como en lo académico.

Agradezco a mi padre y madre por el apoyo brindado en todo este tiempo, por ser incondicionales y por estar presentes durante todo este período a pesar de la distancia. Finalmente, agradezco a cada una de las personas que han hecho que este camino sea más agradable, tranquilo y alegre.

LISTA DE ABREVIATURAS Y SIGLAS

CEDEPLAR – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional

CELADE- Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía

CEPAL- Comisión Económica para América Latina y el Caribe

CIE 10- Clasificación Internacional de Enfermedades, decima versión.

EUA- Estados Unidos de América

INE- Instituto Nacional de Estadística de Chile

IPUMS- Integrated Public Use Microdata Series, International

MINSAL- Ministerio de Salud de Chile

MINVU- Ministerio de Vivienda y Urbanismo de Chile

OPS- Organización Panamericana de Salud

PNUD- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo

SABE- Saúde, Bem-Estar e Envelhecimento

SRCel- Servicio Nacional de Registro Civil e Identificación

TMI- Tasa de Mortalidad Infantil

UFMG – Universidade Federal de Minas Gerais

INDICE

1 INTRODUCCIÓN	1
2 DIFERENCIALES SOCIOECONÓMICOS Y MORTALIDAD: EVIDENCIAS EMPIRICAS	4
2.1 Estatus socioeconómico y mortalidad: algunas aproximaciones conceptuales.	4
2.2 Conceptualización de la asociación entre educación y mortalidad adulta	11
2.3 Diferenciales socioeconómicos y su interacción con la edad y el sexo	14
2.4 Evidencias empíricas: educación y mortalidad	19
2.5 Causas de mortalidad y educación	22
2.6 Otras Regiones	29
2.6.1 América Latina	30
2.6.2 El caso de Chile	35
2.6.3 Contexto socioeconómico de Chile y alcances del estudio	39
3 METODOLOGÍA.....	44
3.1 Fuente de datos	44
3.2 Sistema de registro de las estadísticas vitales en Chile	44
3.3 Calidad de los datos	47
3.4 Operacionalización	48
3.5 Modelo	50
3.5.1 Tasas de mortalidad	50
3.5.2 Modelo de regresión de Poisson	51
4 ANÁLISIS DE RESULTADIS.....	54
4.1 Análisis descriptivo de las estimativas de mortalidad adulta en Chile según sexo, edad y período.....	54
4.2 Análisis descriptivo de las estimativas de mortalidad adulta en Chile según sexo, educación y período	55

4.3 Estimativas de la mortalidad adulta en Chile según sexo, edad, educación y período	57
4.4 Estimativas de mortalidad según sexo, edad, educación, período y causa de muerte	64
5 CONCLUSIÓN	82
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS	87
ANEXOS	100

LISTA DE ILUSTRACIONES

FIGURA 1 – Procedimiento de registro de muerte en Chile	45
TABLA 1 – Porcentaje de causas de muertes mal definidas y con certificación médica, para el período de estudio	47
TABLA 2 – Descripción de la distribución de muertes según sexo y período	48
TABLA 3 – Número de muertes, personas años y tasas de mortalidad para hombres y mujeres, 1991-2003	55
TABLA 4 – Número de muertes, personas años y tasas de mortalidad para hombres y mujeres, 1991-2003	56
TABLA 5 – Chile, Tasas de mortalidad específicas (x 1000) de hombres y mujeres en función de la edad, educación y período, estimadas a partir de los coeficientes de regresión de Poisson	58
GRÁFICO 1 – Tasas de Mortalidad según sexo, educación y período	56
GRÁFICO 2 – Chile: Hombres, diferencial educacional (Razón entre 0-8/13+) según edad y período	61
GRÁFICO 3 – Chile: Mujeres, diferencial educacional (Razón entre 0-8/13+) según edad y período.	62
GRÁFICO 4A – Chile: diferencial educacional (0-8 años/13+ años) relativo según sexo, grupo de causas específicas de muerte y período, para la población en estudio 1991-1993.	65
GRÁFICO 4B – Chile: diferencial educacional (0-8 años/13+ años) relativo según sexo, grupo de causas específicas de muerte y período, para la población en estudio 2001-2003.	66
GRÁFICO 5 – Chile, tasas de mortalidad y razones de mortalidad por cáncer. Hombres, 1991-93 y 2001-03	69
GRÁFICO 6 – Chile, tasas de mortalidad y razones de mortalidad por enfermedades del sistema Circulatorio. Hombres, 1991-93 y 2001-03.....	70
GRÁFICO 7 – Chile, tasas de mortalidad y razones de mortalidad por enfermedades del sistema respiratorio. Hombres, 1991-93 y 2001-03.....	71

GRÁFICO 8 – Chile, tasas de mortalidad y razones de mortalidad por enfermedades en el aparato digestivo. Hombres, 1991-93 y 2001-03.....	72
GRÁFICO 9 – Chile, tasas de mortalidad y razones de mortalidad por causas externas. Hombres, 1991-93 y 2001-03.....	73
GRÁFICO 10 – Chile, tasas de mortalidad y razones de mortalidad por otras causas. Hombres, 1991-93 y 2001-03	74
GRÁFICO 11 – Chile, tasas de mortalidad y razones de mortalidad por cáncer. Mujeres, 1991-93 y 2001-03	76
GRÁFICO 12 – Chile, tasas de mortalidad y razones de mortalidad por enfermedades en el Sistema Circulatorio. Mujeres, 1991-93 y 2001-03.....	77
GRÁFICO 13 – Chile, tasas de mortalidad y razones de mortalidad por enfermedades en el Sistema Respiratorio y Aparato Digestivo. Mujeres, 1991-93 y 2001-03.....	78
GRÁFICO 14 – Chile, tasas de mortalidad y razones de mortalidad por Causas Externas. Mujeres, 1991-93 y 2001-03	80
GRÁFICO 15 – Chile, tasas de mortalidad y razones de mortalidad por Otras Causas. Mujeres, 1991-93 y 2001-03	80
CUADRO A 1 – Chile, clasificación de años escolaridad, según sistema antiguo y nuevo.....	100
TABLA A 1 – Coeficientes de regresión Poisson del número de muertes de hombres y mujeres en función de la edad, educación para 1991-1993 y 2001-2003.....	101
TABLA A 2 – Coeficientes de regresión Poisson del número de muertes de hombres y mujeres en función de la edad, educación para 1991-1993 y 2001-2003.....	102
TABLA A 3 – Chile. Tasas de mortalidad según sexo, edad y educación para 1991-1993 y 2001-2003.....	103
TABLA A 4 – Chile. Razones de las tasas de mortalidad según sexo, edad y educación para 1991-1993 y 2001-2003.....	103

TABLA A 5 – 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	104
TABLA A 6 – Chile. Coeficientes de regresión de Poisson por edad, educación y causas de muertes. Hombres, 1991- 1993.	105
TABLA A 7 – Chile. Coeficientes de regresión de Poisson por edad, educación y causas de muertes. Hombres, 2001-2003	106
TABLA A 8 – Chile. Coeficientes de regresión de Poisson por edad, educación y causas de muertes. Mujeres, 1991-1993	107
TABLA A 9 – Chile. Coeficientes de regresión de Poisson por edad, educación y causas de muertes. Mujeres, 2001-2003	108
TABLA A 10 – Chile. Coeficientes de regresión Poisson del número de muertes de hombres en función de la edad, educación y la interacción entre las dos variables para cada causa de muerte, 1991-1993.....	109
TABLA A 11 – Chile - Coeficientes de regresión Poisson del número de muertes de hombres en función de la edad, educación y la interacción entre las dos variables para cada causa de muerte 2001-2003.....	110
TABLA A 12 – Chile. Coeficientes de regresión Poisson del número de muertes de mujeres en función de la edad, educación y la interacción entre las dos variables para cada causa de muerte, 1991-1993.....	111
TABLA A 13 – Chile - Coeficientes de regresión Poisson del número de muertes de mujeres en función de la edad, educación y la interacción entre las dos variables para cada causa de muerte, 1991-1993.....	112
TABLA A 14 – Chile. Razones de las tasas de mortalidad (0-8 años / 13+ años) según sexo, edad para hombres y mujeres, trienios 1991-93 y 2001-03.....	113

RESUMEN

Actualmente, Chile, a pesar de ser uno de los países con la más alta desigualdad socioeconómica de América Latina, es poco el conocimiento que se tiene sobre como esa desigualdad socioeconómica afecta la mortalidad adulta. En este sentido, en el presente trabajo se determina empíricamente el diferencial socioeconómico en la mortalidad adulta (a partir de los 30 años de edad) en Chile para el período 1991-2003, utilizando como proxy de estatus socioeconómico la educación. Se utilizan modelos de regresión de Poisson con datos transversales tomados del registro de muertes y de los Censos Demográficos de Chile de 1992 y 2002. Los principales resultados son: 1) los hallazgos plantean que el diferencial educacional en la mortalidad disminuye con la edad y que es más pronunciado en los hombres en comparación con las mujeres en las edades "más jóvenes". 2) Al observar el diferencial relativo se tiene que entre 1991-1993 las tasas de mortalidad de aquellos hombres menos escolarizados (0-8 años) era 1,8 veces mayor que aquellos más escolarizados (13+ años), diferencial que aumenta a 3,6 en el trienio 2001-2003. 3) Las mujeres evidenciaron un aumento del diferencial en un 80% entre un período y otro (2,0 a 3,6). En este sentido, pese a evidenciarse una caída en las tasas de mortalidad total en el tiempo, el gradiente educacional en la mortalidad ha ido aumentando entre los más y menos escolarizados. 4) Respecto a las causas específicas de muerte se tiene que el diferencial educacional es mayor entre los hombres en comparación a las mujeres en el grupo de enfermedades del sistema respiratorio, aparato digestivo, y causas externas. En los otros grupos (Cáncer, enfermedades del sistema circulatorio y otras causas de muertes) el diferencial educacional es mayor entre las mujeres. Al igual que otros estudios, el mayor diferencial por sexo se encuentra en la mortalidad por causas externas. Finalmente, se ha podido constatar el efecto protector de la educación tanto en la mortalidad total así como en todos los grupos de causas específicas de muertes; a mayor escolaridad, menor tasa de mortalidad.

Palabras claves: Mortalidad adulta, diferencial socioeconómico, causa de muerte, educación.

RESUMO

Atualmente, apesar de ser um dos países com maior desigualdade socioeconômica na América Latina, conhece-se pouco sobre como a desigualdade socioeconômica afeta a mortalidade adulta no Chile. Neste sentido, este trabalho determina empiricamente o diferencial socioeconômico na mortalidade adulta (a partir dos 30 anos) no Chile para o período 1991-2003, utilizando como proxy do estatus socioeconômico a educação. Utilizam-se modelos de regressão de Poisson com dados transversais tomados a partir do registro de mortes e dos Censos Demográficos do Chile de 1992 e 2002. Os principais resultados são: 1) As descobertas sugerem que o diferencial educacional na mortalidade diminui com a idade e é mais pronunciada nos homens em comparação com as mulheres na idade "mais jovem". 2) Ao observar o diferencial relativo, tem-se que entre 1991-1993 a taxa de mortalidade dos homens menos escolarizados (0-8 anos) foi de 1,8 vezes maior do que dos mais escolarizados (13 + anos), diferencial que aumentou para 3,6 em 2001-2003. 3) As mulheres apresentaram um aumento de 80 % do diferencial entre um período e outro (2,0 a 3.6). Neste sentido, apesar de um declínio evidente nas taxas de mortalidade totais ao longo do tempo, o gradiente educacional na mortalidade vem aumentando entre os mais e menos educados. 4) Com relação às causas específicas de morte tem-se que o diferencial educacional é maior entre os homens em comparação com as mulheres no grupo de doenças do sistema respiratório, sistema digestivo e as causas externas. Nos demais grupos (câncer, doenças circulatórias e outras causas de morte), o diferencial educacional é maior entre as mulheres. Ao igual que o descrito por outros estudos, o diferencial por sexo é maior na mortalidade por causas externas. Finalmente, tem-se evidenciado o efeito protetor da educação na mortalidade total e em todos os grupos de causas específicas de morte; maior nível educacional, menor taxa de mortalidade.

Palavras-chave: Mortalidade adulta, diferencial socioeconômico, causa de morte, educação.

ABSTRACT

Currently, Chile, despite being one of the countries with higher socioeconomic inequality in Latin America, little is known about how socioeconomic inequality affects adult mortality. In this sense, this paper empirically determines the socioeconomic differential in the adult mortality (from 30 years old) in Chile for the period 1991-2003, using as a proxy for socioeconomic status at education. Are used Poisson regression models with cross-sectional data taken from the record of deaths and Censuses of Chile of 1992 to 2002. The main results are: 1) The findings suggest that the educational differential in mortality decreases with age and is more pronounced in men compared with women in the "younger" age. 2) By observing the relative differential, in 1991-1993 mortality rate of male less educated (0-8 years) was 1.8 times higher than most educated (13 + years) increased differential 3.6 for 2001-2003. 3) Women showed an increase of 80% differential between one period and another (2.0 to 3.6). In this sense, despite an apparent decline in the rates of total mortality over time, the educational gradient in mortality has increased among the more and less educated. 4) With regard to specific causes of death has been that the educational differential is higher among men compared with women in the group of diseases of the respiratory system, digestive system and external causes. In the other groups (cancer, cardiovascular diseases and other causes of death), the educational differential is higher among women. Equal to that reported by other studies, the gender differential is largest in mortality from external causes. Finally, we have demonstrated the protective effect of education on total mortality and all specific causes of death; to higher education lower mortality rate.

Keywords: Mortality adult, socioeconomic differentials, causes of death, education.

INTRODUCCIÓN

La naturaleza de la relación entre la posición social que ocupa un individuo en la estratificación social y la mortalidad ha sido el desafío planteado en una gran cantidad de estudios. Así, -tanto en los países con datos de alta calidad como con datos deficientes- se ha demostrado que existe una relación inversa o negativa entre mortalidad y estatus socioeconómico (Fox, 1984, Smith et al., 1990). Esta relación inversa ha sido detectada o establecida utilizando como medida proxy de status socioeconómico tanto el nivel, logro o años de escolaridad, como así también la ocupación o clase ocupacional y el ingreso o renta (Mackenbach et al., 1997, Marmot et al., 1986; Elo and Preston, 1996, Ross and Wu 1995, entre otros)

Los principales hallazgos encontrados muestran que personas con un estatus socioeconómico alto, evidencian una mayor integración social (Goldman, 2001), tienden a tener una mayor expectativa de vida, una vida más saludable y por ende las tasas de mortalidad como así de morbilidad de estos grupos son menores, en comparación a las personas de estatus socioeconómico bajo (Preston and Taubman, 1994, Preston and Elo, 1995, Cutler and Lleras-Muney, 2006, Rentería and Turra, 2008).

Respecto de la tendencia de la mortalidad, se tiene evidencia que las tasas de mortalidad sostuvieron una constante disminución en los países industrializados o desarrollados durante el siglo pasado, conduciendo a un aumento en la expectativa de vida. Sin embargo, pese a esta disminución del nivel de mortalidad, las evidencias empíricas indican que las desigualdades socioeconómicas en la mortalidad están aumentando (Feldman et al., 1989; Hummer and Lariscy, 2011)

A su vez, se tiene conocimientos que la mortalidad es menor en las sociedades más igualitarias (Wilkinson, 1997) y, que la desigualdad de acuerdo a Miech et al., (2011) puede ser considerada como una de las principales causas de muertes, por lo cual, su estudio cobra mayor sentido en las sociedades tan desiguales como es el caso de las sociedades Latinoamericanas.

La mortalidad declinó en toda América Latina y se pudo constatar importantes ganancias en la expectativa de vida en las décadas pasadas, sin embargo, la desigualdad permanece como el principal problema de salud (González et al., 2009) y la realidad de Chile no difiere de aquella que caracteriza la región, siendo uno de los países con la más alta desigualdad socioeconómica.

A pesar de que Chile evidencia una alta desigualdad socioeconómica, el desarrollo de estudios que den cuenta de la relación entre desigualdad socioeconómica y mortalidad adulta no ha sido un tema muy explorado. Si bien, en la actualidad existe una serie de estudios que dan cuenta de la existencia de diferenciales socioeconómicos en la mortalidad infantil y materna, aun se conoce poco sobre como esas desigualdades socioeconómicas se manifiestan en la mortalidad adulta.

De esta forma el objetivo del presente estudio es estimar el diferencial socioeconómico en la mortalidad adulta en Chile para el período 1991-2003, utilizando como proxy de estatus socioeconómico la escolaridad. Esto permitirá contribuir a la escasa literatura existente en Chile y en Latino América sobre este tema, y a su vez, permitirá contrastar si los diferenciales en la mortalidad en un país desigual y subdesarrollado como Chile son más elevados que los descritos en el mundo desarrollado.

La utilización de la escolaridad como proxy de estatus socioeconómico tiene una serie de ventajas por sobre otros indicadores o medidas de estatus socioeconómico generalmente utilizadas. Además, la educación es una característica clave para una posición social en el sistema de estratificación de la sociedad (Ross and Wu, 1995) y probablemente sea el más seguro indicador de diferenciales socioeconómicos en la mortalidad (Kitagawa and Hauser, 1973).

De esta forma, considerando los beneficios de usar la escolaridad como proxy de estatus socioeconómico y teniendo en cuenta el contexto de decline de la mortalidad en Chile, sumado al escaso abordaje de los diferenciales socioeconómicos en la mortalidad adulta, se plantea la importancia del desarrollo de la presente investigación dada su contribución a la descripción de una realidad marcada por la existencia de una paradoja referente a la co-existencia de elevados

indicadores de desarrollo humano e incluso económicos con una alta desigualdad social.

A su vez, dentro del estudio, se ha incorporado el objetivo de conocer y estimar el diferencial educacional por sexo, edad y según causas específicas de muerte, considerando que no todas las causas de muerte poseen el mismo grado de importancia para explicar el exceso de mortalidad en los grupos socioeconómicos más bajos (Mackenbach, 2006).

Por otro lado, este estudio cobra relevancia al ser el primero desarrollado en Chile que utilizando datos transversales¹ (“*cross-section*”) mide de manera directa el diferencial educacional en la mortalidad en el universo de la población, utilizando para ello, una serie de modelos estadísticos que permiten entregar mayor “peso” y consistencia a los hallazgos y resultados encontrados. Finalmente, este tipo de estudio también es relevante dado que permite identificar y conocer los riesgos diferenciados a los cuales están expuestos ciertos grupos de individuos, lo cual, contribuye en la selección de grupos objetivos y en la elaboración e implementación de políticas y acciones orientadas hacia la disminución de las desigualdades (Palloni, 1984; Preston and Taubman, 1994; Rogers et al., 2013).

La disertación está organizada en cinco capítulos, incluyendo la presente introducción. En el segundo capítulo se entrega una revisión de la literatura sobre los diferenciales socioeconómicos en la mortalidad, tanto en países desarrollados como en desarrollo en donde el énfasis es colocado en la descripción detallada de la asociación entre educación y mortalidad, según sexo, edad y causas de muertes. En el tercer capítulo se entrega la descripción metodológica del estudio, definiendo la fuente y calidad de los datos utilizados, la operacionalización de las variables y, finalmente los modelos de regresión (de Poisson) desarrollados. En el cuarto capítulo se presentan los resultados y el análisis de estos y, por último, en el quinto capítulo se presentan las conclusiones y consideraciones finales de este estudio.

¹ Utilizando datos provenientes del registro de muertes y de los Censos Demográficos de Chile del año 1992 y 2002.

2. DIFERENCIALES SOCIOECONOMICOS Y MORTALIDAD; EVIDENCIAS EMPÍRICAS.

En el presente capítulo se hará una descripción de lo que en la literatura actualmente se aborda como diferencial socioeconómico en la mortalidad. Para esto, se presenta una definición de estatus socioeconómico y como éste se asocia o relaciona con la mortalidad.

Posteriormente, se entregará un estado del arte de los estudios sobre diferenciales socioeconómicos en la mortalidad en los países desarrollados, como en países de otras regiones, principalmente de América Latina, centrando la revisión en aquellos trabajos que utilizan la educación como indicador de estatus. Por último, se describen evidencias empíricas existentes y el contexto socioeconómico de Chile, así como también los alcances y objetivos de la presente investigación.

2.1 Estatus socioeconómico y mortalidad: algunas aproximaciones conceptuales.

A pesar de la existencia de una vasta literatura en las ciencias sociales que aborda las desigualdades socioeconómicas en la mortalidad, aún no existe consenso acabado sobre su significado conceptual y su medición. De esta forma, como primera consideración para entender la asociación entre estatus socioeconómico y mortalidad, es importante realizar una revisión de algunas de las definiciones de lo que se entiende por estatus socioeconómico.

Dentro de los principales autores que abordaron el estudio de la posición o estatus socioeconómico en el sistema social se encuentran Karl Marx y Max Weber². Para

² En la literatura existente tanto en la Sociología como en las ciencias sociales en general, sobre clases sociales, estrato social, estatus socioeconómico o estratificación social, hay una serie de autores que toman los planteamientos de Marx y de Weber y realizan una serie de reinterpretaciones e incorporaciones conceptuales nuevas a esos clásicos marcos teóricos. Entre ellos, se puede mencionar a Bourdieu (1984) quien desde un sentido menos estructural incorpora los factores culturales. Bourdieu sostiene que la reproducción social mantenida y sostenida por el sistema educativo favorece a los estudiantes provenientes de los estatus sociales más altos dado

Marx (1979), la posición socioeconómica está básicamente delimitada o determinada por la “clase social”, mediante la cual un sujeto es definido por su relación con los medios de producción. En este sentido, las relaciones sociales son relaciones de producción y de explotación, en la cual, los dueños de los medios de producción (burgueses) se apropian del trabajo de los trabajadores (proletariado), lo cual genera una distribución desigual de la riqueza y de la propiedad privada. Por su lado, Weber (1969) señala que la posición diferencial en la sociedad es basada en tres dimensiones; económica, social y de poder. La dimensión económica hace alusión a la relación económica entre el individuo y la posición ocupada en el mercado con el fin de conseguir bienes materiales o en su defecto, ingresos. La dimensión social, hace alusión a la distinción de los grupos sociales (estamentos) según elementos objetivos (dado por su consumo y por las prácticas sociales) y elementos subjetivos (que tienen que ver básicamente con valores como el honor, prestigio, reputación, entre otros). Así, Weber describe que la distribución del poder social o prestigio en una comunidad configura su orden estamental (Duek et al., 2006), entendiendo estamento como estatus social. Por último, la dimensión de poder, hace alusión a la capacidad –que tienen los partidos políticos- de acceder al poder estatal y modificar las reglas sociales logrando a través del uso de la influencia la obtención de beneficios ideales o materiales para sus miembros. La interrelación de esas tres dimensiones es la que viene a definir la posición o estatus socioeconómico de un individuo en la sociedad.

De ambas comprensiones sociológicas de estratificación social, se puede añadir que una de las críticas al trabajo de Marx es que no consideró la calificación como un elemento que pudiera convertirse en una base de creación para las clases sociales. En contraste, Weber si contempla la calificación y educación como elementos importantes en la constitución de la estratificación social, dado que Weber no se centra sólo en las relaciones de los sujetos con los medios de

que estos estudiantes son “expertos” respecto de lo que establece la cultura dominante. A su vez, se encuentra la teoría sociológica funcionalista que establece que la estratificación de la sociedad es una natural y necesaria característica de las sociedades modernas (Parsons, 1970). Más, para fines de la presente investigación, la discusión y debate de las distintas corrientes –Marxista, Weberianas, Neo Marxistas o Neo Weberianas, Funcionalistas, etc.- no ha sido incorporada, dado que los objetivos de la investigación son otros.

producción, sino que le atribuye importancia al hecho de como los sujetos se insertan en el mercado de trabajo. Bajo esta línea conceptual, los estudios que describen la asociación entre estatus socioeconómico, salud y mortalidad -que utilizan principalmente como indicador de estatus la educación, ocupación e ingreso- representan principalmente el sentido de estatus socioeconómico definido por Weber.

De esta forma, continuando con la línea de Weber, en el presente estudio se entiende por estatus socioeconómico a aquella posición de individuos, familias, hogares u otros agregados en una o más dimensiones de estratificación (Kenneth et al., 2001). Es decir, estatus socioeconómico es aquella posición social de un individuo dentro de la estructura social que determina sus recursos disponibles (Lynch and Kaplan, 2000) y viene a ser quizás, la medida más importante de las características individuales (Palloni, 1984).

En la literatura existe una serie de trabajos provenientes de distintas disciplinas -demografía, sociología, economía, epidemiología, entre otras- que han abordado los diferenciales socioeconómicos en la salud, los cuales, se pueden clasificar o subdividir básicamente en dos grupos según el tipo de medidas de estatus socioeconómicos utilizadas. Por un lado, se encuentran aquellos estudios centrados en variables individuales y, por otro lado, aquellos que -generalmente por falta de medidas individuales- utilizan medidas extra-individuales o contextuales (Kaplan and Keil, 1993).

Dentro de los trabajos que utilizan medidas individuales, las proxis de estatus socioeconómico más utilizados han sido la educación, la ocupación o clase ocupacional y el ingreso o renta (Mackenbach et al., 1997, Marmot et al., 1986; Elo and Preston, 1996, Ross and Wu 1995). La elección de un indicador socioeconómico por sobre otro frecuentemente refleja la disponibilidad de datos e información de la cual los investigadores disponen más que cualquier teorización de posibles efectos de las diferentes dimensiones socioeconómicas (Smith, 1998).

En menor medida se ha utilizado variables extra-individuales o contextuales relativas a las desigualdades socioeconómicas de los lugares de residencia como por ejemplo; regiones o estados (Kitagawa and Hauser, 1973; Leyland et al., 2007,

Pagnanelli, 1991; Lorchner, 2001) área rural o urbana (Gartner et al., 2011; Vescio et al., 2003), barrios o vecindarios (Kravdal, 2009; Lenthe et al., 2005; Martikainen et al., 2003; Pickett et al., 2001), características del hogar dentro de las cuales destacan el ingreso del hogar, equipamientos, servicios, tenencia de automóviles, etc. (Pappas et al., 1993, Sorlie et al., 1992).

Por otro lado, respecto de las variables sociodemográficas más utilizadas en este tipo de trabajos –y, que de cierta forma vienen a contribuir a la determinación del estatus socioeconómico y su correlación con la salud- se encuentran la edad (Hoffman, 2005), el sexo (McDonough et al., 1999, Montez et al., 2009; Koskinen et al., 1994; Liang et al., 2003; Ross et al., 2012; Zajacova, 2006; Zajacova et al., 2009) origen étnico o raza (Crimmins et al., 2001; Muntaner et al., 2004; Pappas et al., 1993) estado civil, conyugal o marital (Gomes 2011; Martikainen and Valkonen, 1998; Montez et al., 2009; Ross et al., 2012) y, estado o condición migratoria (Palloni 2004; Preston et al., 1998; Turra et al., 2007)

Ahora bien, la salud es un concepto multidimensional que puede ser estudiado utilizando una serie de indicadores y medidas. Dentro de esas medidas, las utilizadas con mayor frecuencia en los estudios sobre diferencial socioeconómico y salud, se encuentran la mortalidad (Elo and Preston, 1996; Marmot and Shipley, 1996), las limitaciones funcionales (Berkman and Gurland, 1998) la aparición de enfermedades (Crimmins et al., 2004) y autopercepción de salud (Mackenbach et al., 2003). De estas medidas, en el presente estudio se utiliza la mortalidad, dado que mala salud y muerte son huellas de una desigualdad estructurada (Ross and Mirowsky, 2002).

La naturaleza de la relación entre la posición social que ocupa un individuo en la estratificación social y la mortalidad ha sido el desafío planteado en una gran cantidad de estudios. Así, -tanto en los países con alta calidad de datos como Europa y Estados Unidos, como en los países con datos deficientes en otras regiones (África, Asia y América Latina)-, se ha demostrado que existe una relación inversa o negativa entre mortalidad y estatus socioeconómico (Fox, 1985, Smith et al., 1990).

Esa relación inversa ha recibido el nombre de gradiente³ social en la salud (Adler et al., 1994). Este gradiente social en la salud no solo indica que las personas de mayor estatus socioeconómico tienen mejor salud en comparación con los de menor estatus, sino que también apunta a que las ventajas o beneficios son distribuidos de forma lineal, lo cual implica, que a cada paso ascendente en la estratificación social se suma una cantidad similar de beneficios.

Los hallazgos muestran que el estatus socioeconómico es relacionado virtualmente con todos los resultados de salud (Crimmins et al., 2001). En este sentido, personas con un estatus socioeconómico alto tienen una integración social mayor (Goldman, 2001), tienden a tener una expectativa de vida mayor, una vida más saludable y por ende las tasas de mortalidad como así de morbilidad de estos grupos son menores en comparación a quienes poseen un estatus socioeconómico bajo (Preston and Taubman, 1994, Elo and Preston, 1995, Cutler and Lleras-Muney, 2006, Rentería e Turra, 2008).

La literatura que actualmente existe sobre esta línea de investigación, proviene principalmente de Europa y Norte América, lugares en los cuales, durante las últimas décadas del siglo XX este tópico de investigación tomó una considerable importancia. Esa situación se ve reflejada en la gran cantidad de estudios que proliferaron desde los años 80' hasta la fecha, posteriores al Black Report (Black et al., 1982) o a los Whitethal studys (Marmot et al., 1986; Marmot et al., 1991). Sin embargo, el estudio de las desigualdades socioeconómicas en la mortalidad fueron descritas en Europa durante el siglo XIX. Mackenbach (2006), cita una serie de estudios, dentro de los que destaca a Villermé, quien estudió la mortalidad entre los distritos en París en el período 1817-1821, estableciendo que los distritos con menor nivel socioeconómico tienen mayores tasas de mortalidad. Sin embargo, uno de los estudios concebidos como pioneros en la investigación sobre los diferenciales socioeconómicos en la mortalidad es el realizado por Stevenson

³ Gradiente, es un concepto proveniente de la física, que se ha incorporado en los estudios demográficos y de otras ciencias sociales que han estudiado la asociación entre estatus socioeconómico y Salud. En su esencia, este concepto es una función vectorial. Su valor es distinto en los diversos puntos de una región del espacio, proporción en la que varía la magnitud en función de la distancia, a lo largo de la línea en que esta variación es máxima.

(1923) en Inglaterra y Gales. En este estudio, el autor observó la distribución de la mortalidad según diferentes causas específicas de muertes a través de la diferenciación por clase social otorgada por la ocupación, concluyendo que la clase social de trabajadores no cualificados (definida como clase social V) presenta mayores tasas de mortalidad que los trabajadores cualificados de clase alta (definido como clase social I).

El ingreso también ha sido una medida utilizada comúnmente en los estudios desarrollados, debido a que se asocia directamente con las condiciones materiales que pueden influenciar la salud (Lynch and Kaplan, 2000). Sumado a ello, el ingreso puede afectar la mortalidad a través de diferentes caminos; ya sea por medio de patrones de nutrición y dieta, o por el acceso y uso de servicios de salud, educación de calidad, entre otros (Kaplan and Keil, 1993). Personas con bajos ingresos consumen probablemente abundante comida y más barata, con una mayor cantidad de almidón y azúcares, lo cual se contrasta con un menor consumo de frutas y vegetales en comparación con aquellas personas de altos ingresos (Menchik, 1993).

Otros estudios utilizando como indicador socioeconómico la desigualdad en la distribución de ingresos en una ciudad, región, estado o país, han concluido que las personas que viven en estados o países con un menor nivel de desigualdad de ingresos, presentan tasas de mortalidad significativamente más bajas que aquellas personas residentes en estados o países más desiguales (Lorchner, 2001; Wilkinson and Pickett, 2011). Una de las explicaciones a esta situación, es que la mortalidad es menor en las sociedades más igualitarias debido a que la carga de privación relativa se reduce (Lobmayer, et al., 2000; Wilkinson, 1997). Cuando la privación material es severa, un gradiente social en la mortalidad podría surgir de los grados de absoluta privación. Sin embargo, en los países ricos con bajos niveles de privación material el gradiente cambia su enfoque desde la privación absoluta a la privación relativa (Marmot, 2005). En este sentido, la desigualdad de ingresos afecta negativamente a la salud (Kondo, 2009) y puede erosionar la cohesión social y el capital social (Daly et al., 1998; Wilkinson, 1999). Al respecto, se ha descrito que en Estados con altos niveles de desconfianza social se evidencian altas tasas de mortalidad (Kawachi et al., 1997)

Respecto a la asociación entre estatus socioeconómico y salud, algunos investigadores han notado la potencial relación recíproca o reversa entre ellas. Según Rogers et al., (2000) tener mejor salud puede llevar a tener altos ingresos o ganancias, un empleo más seguro y altos niveles de educación, mientras que alto estatus socioeconómico también puede conducir a una mejor salud en el futuro. Así, la asociación entre ingreso y salud es sujeta a problemas de lo que se conoce como causalidad reversa (Duncan et al., 2002; Kitagawa and Hauser, 1973). Esto, implica que las asociaciones unidireccionales entre estatus socioeconómicos y salud no suelen ser posibles utilizando las variables de ingresos u ocupación, dado que estas pueden verse afectadas negativamente por el deterioro de la salud y por lo tanto, reflejar una causalidad recíproca (Miech and Hauser, 1998).

Por su parte, la teoría económica plantea que la educación y la salud son las dos inversiones más relevantes en capital humano que hacen los individuos (Groot et al., 2007). Su valor económico radica en los efectos que tienen sobre la productividad, lo que en estricto rigor viene a señalar que la educación y la salud permiten que los individuos sean más productivos (Groot, 2007; Grossman 1976).

Conocer el nivel educativo o la escolaridad de un sujeto de cierta forma entrega información sobre probables acontecimientos futuros. Una mayor educación generalmente es predictor de mejor trabajo, altos ingresos, mejor vivienda, mejor vecindario y mejores condiciones de trabajo (Lynch and Kaplan, 2000). Más, existen evidencias que peor salud en la infancia puede influenciar la calidad de la educación recibida (Kaplan and Keil, 1993). En este sentido, si bien se sabe que la educación y la salud tienen un impacto considerable en el bienestar individual, también se tiene conocimientos de la existencia de una relación inversa entre ambas variables.

Pero, a pesar de la existencia de estudios que demuestran una relación reversa – o problemas de endogeneidad- entre estatus socioeconómico y salud, existe una serie de estudios que afirman que la relación más “poderosa” y significativa es entre estatus socioeconómico y salud y no de forma inversa (Adler et al., 1994; Goldman 2001; Lleras-Muney 2004; Miech and Hauser, 1998; Rogers et al., 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. Es decir, tomando como indicador de estatus socioeconómico la educación, se puede concluir que esta tiene

un efecto directo importante sobre la mortalidad (Marmot et al., 1997; Mirowsky and Ross 2005; Torssander and Erikson, 2008).

2.2 Conceptualización de la asociación entre educación y mortalidad adulta. ¿Por qué la educación es una buena variable?

La educación es una característica clave para una posición social en el sistema de estratificación de la sociedad (Ross and Wu, 1995) y probablemente sea el más seguro indicador de diferencias socioeconómicas en la mortalidad (Kitagawa and Hauser, 1973).

De esta forma, la utilización de la educación como característica socioeconómica individual en el presente estudio se fundamenta en una serie de ventajas que ésta tiene en comparación con el otro tipo de medidas individuales frecuentemente utilizadas. Por ejemplo, estudios que utilizan ocupación o ingresos se enfocan solo en un sexo –generalmente hombres- y, solo en aquellos que se encuentran económicamente activos, dejando de lado las personas que se encuentran fuera del mercado laboral (discapacitadas, cesantes, dueñas de casa, etc.). Además, ese tipo de estudio generalmente considera la información (de ocupación e ingreso) arrojada por el Censo Demográfico, lo cual tiene como principal limitación el sesgo numerador/denominador (Fox, 1984). Este tipo de sesgo, puede entregar una descripción distorsionada de las tasas de mortalidad por no considerar la movilidad⁴.

En oposición a ello, una de las ventajas de la educación es que esta puede ser determinada para todos los hombres y mujeres, dado que es la medida de estatus socioeconómico más relevante para las personas retiradas, jubiladas o que están fuera del mercado de trabajo (Hummer et al., 2011; Kitagawa and Hauser, 1973; Martelin, 1994). En segundo lugar, la educación es menos influenciada por problemas de salud que se desarrollan en la etapa adulta (Elo and Preston 1996) y después de cierta edad, es una variable que se mantiene estable o fija en el curso

⁴ Por ejemplo, la información de la última ocupación entregada en el Censo puede no reflejar la principal ocupación de un individuo, ya que ésta solo se remite a un pasado reciente. (Fox, 1984).

de la vida (Huisman et al., 2005; Kitagawa and Hauser, 1973; Shkolnikov et al., 2010). En tercer lugar, los encuestados en Censos o Survey, como también los informantes en los certificados de muerte tienen mayor probabilidad de reportar el logro educacional (y con razonable seguridad) que el reporte de otros indicadores socioeconómicos como ingreso, ocupación o riqueza (Hummer et al., 2011). En cuarto lugar, la educación es el mejor indicador para comparar los diferenciales de mortalidad internacionalmente (Kunst and Mackenbach, 1994; Valkonen, 1993) y finalmente, la educación típicamente precede al estatus ocupacional, ingreso y la acumulación de riquezas en el curso de la vida (Hummer et al., 2011; Montez et al., 2012; Rogers et al., 2000).

Hummer y Lariscy (2011) señalan que un alto nivel de educación es asociado con menor riesgo de mortalidad porque la educación ayuda a los individuos a desarrollar un conjunto de recursos flexibles que dan forma a la salud durante todo el ciclo de vida, y últimamente al cómo y cuándo muere. El conjunto de recursos flexibles que hacen referencia los autores señalados anteriormente tienen que ver con aquellas ventajas o beneficios que otorga la mayor educación a los individuos dentro de un sistema social estratificado.

Dentro de las explicaciones a la asociación entre educación y salud destacan cuatro categorías. La primera, hace alusión a las condiciones socioeconómicas. La segunda, se refiere a recursos socio-psicológicos –tales como vínculos sociales-, la tercera, apunta a estilos de vida y comportamientos de salud de los individuos y la cuarta, se refiere al acceso y utilización de los servicios de salud (Hummer and Lariscy, 2011; Montez et al., 2011; Montez et al., 2013; Rogers et al., 2000; Rogers et al., 2013; Ross and Wu, 1995, Ross and Wu, 2005

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. (Hummer and Lariscy 2011; Preston and Taubman, 1994). Todo esto, debido a que los bien educados tienen menos probabilidades de estar desempleados (Ross and Wu, 1995). Sin embargo, la contribución de una mayor educación no es solo en términos de las condiciones socioeconómicas, sino que a su vez, implica disponer de una mayor amplitud de elecciones (Hummer and Lariscy, 2011), una mayor red de soporte social (Mirowsky and Ross, 2005) y a su

vez, una persona con mayor educación tiene mayores probabilidades de vivir en un lugar con menor estrés (Preston and Taubman, 1994).

Según las categorías descritas anteriormente, la educación también es asociada con ciertas actitudes y comportamientos personales que tienen incidencia en los resultados o condiciones de salud de los individuos. En este sentido, algunos autores han señalado que personas con mayor educación generalmente realizan más ejercicio, consumen menos alcohol y tabaco, son más propensos a usar cinturón de seguridad, mantienen un peso y una dieta saludable, realizan visitas regularmente al médico para controles de salud, entienden con mayor claridad la información y pautas medicas entregada por los médicos y, presentan un mayor entendimiento sobre las nuevas tecnologías médicas, (Caldwell 1979; Cutler et al., 2006; Elo et al., 2006; Grossman and Kaestner, 1997; Hummer and Lariscy 2011; Mirowsky and Ross 2005; Montez et al., 2013; 2005; Rogers et al., 2000; Ross y Wu, 1995; Pampel et al., 2010). Es decir, la educación ofrece una serie de conocimientos sobre la forma del cómo interactuar con los “*otros*”, cómo intervenir en situaciones de crisis, qué hacer en casos de emergencia, la forma de acceder a la atención médica, y la forma de promover la salud y prevenir la enfermedad (Rogers et al., 2000; Torssander and Erikson, 2008). Todo esto, contribuye a que los riesgos de mortalidad sean menores en aquellas personas que tienen una alta educación. En contraste a ello, una persona con bajo nivel de escolaridad pasa una cantidad mayor de años con una limitación de actividades o una pobre salud (Preston and Taubman, 1994).

El aumento de la educación ayuda a las personas a adquirir conocimientos, desarrollar una mayor autoestima, y a presentar una mayor sensación de control, auto eficiencia, control personal, y confianza (Rogers et al., 2013). Sin embargo, los individuos con menor educación están más propensos a incidir en comportamientos de riesgo para la salud y exhibir características psicosociales negativas (aislamiento social, falta de control, entre otras) que son determinantes importantes de la salud y la mortalidad (Rogers et al., 2000).

De acuerdo al contexto anterior, la educación puede ser entendida como aquella característica que permite acumular una serie de beneficios para la salud en el transcurso de la vida. En este sentido, Mirowsky y Ross (2005) señalan que la

educación tiende a acelerar o adelantar las acumulaciones beneficiosas y reducir o retrasar aquellas negativas para la salud.

Finalmente, por todo lo anteriormente descrito en este estudio, se utiliza la variable educación dado que es una causa fundamental de la mortalidad, ya que opera a través de una variedad de recursos sociales, económicos, estilos de vida saludables, y condiciones de salud (Rogers et al., 2013).

2.3 Diferenciales socioeconómicos y su interacción con la edad y el 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 que -principalmente desde la década de los 60' realizados en EUA- vienen describiendo que estos diferenciales disminuyen con la edad (Elo and Preston, 1996; Kitagawa and Hauser; 1973; Kunst et al., 1994). Por ejemplo, Hummer y Lariscy (2011) describen que las diferencias educacionales en la mortalidad son más amplias en el grupo etario 25-44, la segunda mayor entre quienes tienen 45-64 años de edad y, disminuyen o se estrechan entre aquellos que tienen entre 65 y 84 años de edad para cada sexo. Posteriormente, Montez et al., (2012) plantean que el diferencial educacional es más pronunciado entre las personas de 25-64 años de edad que entre aquellas de 65-100 años, según sexo y raza.

Esta línea argumentativa ha expresado que el aumento de la edad vendría a favorecer la convergencia en cuanto a diferenciales socioeconómicos en la mortalidad. Esto, 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 (Elo and Preston, 1996; House et al., 1990; Hoffman, 2005). 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 por educación con la edad debido al retiro del sistema de estratificación social y/o por un cambio composicional dentro del estrato educacional (Montez et al., 2012).

Adicionalmente, el efecto de selección de la mortalidad es otra de las explicaciones utilizadas para expresar la convergencia de las tasas de mortalidad a medida que aumenta la edad. Según Crimmins (2005) la selección de la mortalidad es la razón más probable para la disminución de las diferencias educacionales en la mortalidad en los adultos mayores. Esta situación, concuerda con lo planteado por Hoffman (2011) quien sostiene que una de las explicaciones al hecho de que la población sea homogénea en las edades avanzadas (en EUA) es la mayor selectividad de la mortalidad en la edad adulta.

En este sentido, lo que plantea el efecto de selección es que individuos de diferente estatus socioeconómico se enfrentan a diferentes susceptibilidades de muerte, lo cual conlleva a que los individuos más frágiles de la población desfavorecida mueran con mayor rapidez (Vaupel et al., 1985). No obstante, existe evidencia que constata que el efecto de selección puede generar que se invierta la relación (crossover⁵) de los diferenciales en la mortalidad. Ante esta situación hay algunos autores que han estudiado el crossover producido en las diferencias étnicas o de raza (entre blancos y negros) en los EUA (Manton and Stallard, 1981; citado en Vaupel et al., 1985). Sin embargo, otros autores han planteado que el crossover ocurre por la existencia de problemas en los datos más que por una inversión de los diferenciales en la mortalidad (Preston et al., 1996).

Este crossover ha sido también identificado en la descripción del diferencial educacional en un estudio realizado en Japón (Liang et al., 2002). La primera línea de razonamiento de este último hallazgo fue el efecto de selección de la mortalidad entre las personas con menor educación. Es decir, los individuos con menor educación son mucho más propensos a morir jóvenes, dejando atrás un grupo “fuerte o robusto” de sobrevivientes. Por su parte, los más educados son más

⁵ Crossover de mortalidad en términos de Vaupel et al (1985) se refiere al hecho de que una sub-cohorte presenta en edades jóvenes tasas de mortalidad más bajas en comparación a otra sub-cohorte, sin embargo, evidencia tasas más altas en edades avanzadas, produciéndose un cruce de mortalidad entre ambas sub-cohortes. Vaupel et al (1985) señala que estos crossover de mortalidad pueden deberse a errores en los datos o a artefactos de heterogeneidad. El autor establece que un efecto de selección fuerte también puede producir un cruce de la mortalidad.

propensos a retrasar la aparición de enfermedades y la discapacidad hasta bien entrada la vejez (Liang et al., 2002). Ante esto, los autores señalan que;

En comparación con los menos educados, una gran proporción de las personas mejor educadas que queda con vida a edades más tardías pueden tener una mayor carga de enfermedades y de perfiles desfavorables de los factores de riesgo. Alternativamente, para el bien educado, la morbilidad es mucho más comprimida (Fries, 1980). Ambas situaciones dan lugar a una convergencia primero y, finalmente, a un crossover del diferencial educativo en la mortalidad. (Liang et al., 2002)

Por su parte, Lauderdale (2001) estudia el efecto de cohorte y periodo en la mortalidad y concluye que los diferenciales educativos en la sobrevivencia aumentan con la edad. 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. Misma divergencia ha sido encontrada utilizando como medida de salud la morbilidad (Huisman et al., 2003).

Otro de los hallazgos descritos en una serie de estudios tiene que ver con el hecho de que los diferenciales socioeconómicos en la mortalidad difieren según sexo⁶. A pesar de que en los estudios sobre los diferenciales socioeconómicos de mortalidad generalmente la mujer ha recibido menor atención (Koskinen et al., 1994) –sobre todo en aquellos que utilizan como indicador de estatus la ocupación o renta-, existe una serie de hallazgos que dan cuenta de un gradiente más pronunciado entre los hombres en comparación con las mujeres (Elo et al., 2006; Preston and Taubman 1994; Kohler et al., 2008; Koskinen et al., 1994; Montez et al., 2009; Montez et al., 2012; Pagnanelli 1991; Pappas et al., 1993; Rogers et al., 2000; Rogers et al., 2010; Rogers et al., 2013; Ross et al., 2012; Vagero and Lundberg, 1995).

⁶ A pesar de que en diversos estudios se aborda como estudios de diferenciales de mortalidad por género, en la presente investigación se utiliza sexo, considerando que el concepto de género es un constructo mucho más amplio u holístico que la variable sexo, cuya conceptualización es compleja. En ese sentido, se utiliza la variable sexo, dado su fácil entendimiento. A su vez, quisiera aclarar que en varios de los estudios revisados e incluidos en la bibliografía del presente estudio, la palabra género remite simplemente a sexo; Hombres y Mujeres y no guarda ninguna relación directa con el concepto de género entendido como un constructo social mediante el cual se delimita una serie de roles de lo femenino y masculino, no delimitándose a la simple división biológica que otorga el sexo.

Por ejemplo, Koskinen et al., (1994) con datos de la población entre 35-64 años de edad en Finlandia, al considerar la variación de la mortalidad entre grupos educacionales obtiene que los hombres que recibieron solamente educación básica tienen una mortalidad 92% más alta en comparación con aquellos que alcanzaron la educación superior, mientras que entre las mujeres, entre los mismos grupos, las diferencias se reducen a un 40%. Por su parte Ross et al., (2012) señala que en los EUA el hombre tiene una mortalidad mayor que la mujer y que la interacción entre sexo y educación indica que la educación tiene un efecto significativo sobre la mortalidad de los hombres que sobre las mujeres y, señala que el diferencial según sexo es más pequeño en los altos niveles de educación.

Las diferencias según sexo en la mortalidad han sido explicadas bajo una serie de hipótesis, dentro de las cuales, se encuentra la hipótesis biológica, en la cual se establece que factores genéticos serían los causantes de un exceso de mortalidad en los hombres y ello también, explica las diferencias de sexo en la expectativa de vida. Sin embargo, existe otra hipótesis que hace referencia a los comportamientos (Nathanson and López 1987; Montez et al., 2009). Esta Hipótesis 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, el diferencial por sexo obedece a la adquisición, adopción o exposición de comportamientos y estilos de vida de mayor riesgo por parte de los hombres (López, 1983; citada en Nathanson 1984).

Esto plantea que 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 la autoprotección en unos y comportamientos autodestructivos en otros (Nathanson 1984). Esto, concuerda con lo planteado por Rogers et al., (2000) quien determina que la brecha de sexo en la mortalidad es influenciado por las diferencias Hombre-Mujer en lo social, lo económico y por las actitudes y características comportamentales. En este sentido, las diferencias en la participación en acciones de riesgos y comportamientos de salud, así como la exposición a estrés son fundamentales para las diferencias de sexo en la mortalidad (Liang et al., 2003).

Uno de los comportamientos que más ha sido apuntado para explicar el diferencial educativo según sexo en la mortalidad ha sido el tabaquismo (Denney et al., 2010; Preston and Taubman 1994; Pampel 2005; Rogers et al., 2000). De hecho, se sostiene que el tabaquismo es el responsable del 25% de la diferencia entre sexos en la mortalidad en los EUA (Rogers et al., 2000). A su vez, se plantea que el diferencial de sexo en la mortalidad es mayor en las edades jóvenes, etapa en la cual el hombre es más propenso a involucrarse en conductas arriesgadas y audaces que en general atenúan con la edad (Rogers et al., 2010).

Ahora bien, algunos estudios han mostrado que el gradiente educacional⁷ en la mortalidad es comparable entre sexos o en su defecto, que no existen diferencias estadísticamente significativas en los efectos de la educación sobre la mortalidad para ambos sexos (Elo and Preston, 1996; McDonough et al., 1999; Zajacova, 2006; Zajacova et al., 2009). Por ejemplo, cada año adicional de escolaridad fue asociado con un 5% menor de probabilidad de muerte para ambos sexos entre los 25-74 años de edad en EUA. Una de las explicaciones –además del efecto de selección– que se ha dado a esta similitud según sexo observada en la relación educación-mortalidad es que esta situación puede ocurrir debido a que algunas vías muestran fuertes retornos para hombres, otras para mujeres, y sus efectos se equilibran (Zajacova et al., 2009).

En oposición a ello, otros estudios han señalado que el gradiente educacional sobre la mortalidad es mayor en las mujeres que en los hombres (Kitagawa and Hauser, 1973; Deaton and Paxson 1999). Finalmente, hay algunos que sostienen que el incremento del estatus socioeconómico en las mujeres (mayor educación, mayor participación en el mercado laboral, etc.) puede contribuir a que prolonguen sus vidas, lo cual, puede significar una ampliación de la brecha según sexo en la mortalidad (Rogers et al., 2010).

⁷ Gradiente educacional en la mortalidad se define en la misma lógica que gradiente social. Es decir, en este caso del gradiente educacional se utiliza para señalar que existe una diferencia en la mortalidad a través de la estratificación jerárquica, en la cual, individuos con mayor educación presentan menores tasas de mortalidad en comparación con individuos de menor educación quienes presentan altas tasas de mortalidad.

2.4 Evidencias empíricas; educación y mortalidad

De la literatura existente, resulta evidente establecer una división de abordajes según indicador socioeconómico utilizado entre los estudios desarrollados en Europa y en EUA. En Europa, ha sido mayormente utilizada la ocupación o la clase ocupacional de los individuos, mientras que en los Estados Unidos ha sido utilizada principalmente la educación. Esta última, generalmente se operacionaliza en años de escolaridad. Sin embargo, en algunos estudios la operacionalización ha sido en base a nivel educativo (Sundquist et al., 1997) grados académicos (credenciales) o calidad de la educación. Más pese a ello, se ha descubierto que ese tipo de indicadores son mucho menos importantes para la salud en comparación con la adición de una año más de educación (Ross and Mirowsky, 1999)

Respecto de la tendencia de la mortalidad, se tiene evidencia que las tasas de mortalidad sostuvieron una constante disminución en los países industrializados o desarrollados durante el siglo pasado, conduciendo a un aumento en la expectativa de vida. Tal es el caso de Suecia (Wilmoth et al., 2000), Finlandia (Shkolnikov, M. et al., 2009), Estados Unidos (Hummer and Lariscy, 2011), los Países Nórdicos (Kunst and Mackenbach, 1997) entre muchos otros.

Sin embargo, pese a esta disminución del nivel de mortalidad, las evidencias indican que las desigualdades socioeconómicas en la mortalidad están aumentando (Feldman et al., 1989; Hummer and Lariscy, 2011; Krieger, 1997; Leyland et al., 2007, Mackenbach et al., 2003; Manton, 1997; Miech et al., 2011; Pappas et al., 1993; Preston and Elo, 1995; Rau et al., 2006; Rogers et al., 2013), lo que viene a reflejar que los avances o mejoras en salud no han sido distribuidas de manera igualitaria o equitativa entre los distintos grupos sociales. Son pocos los estudios que señalan que junto con la disminución de las tasas de mortalidad, las desigualdades socioeconómicas en la mortalidad también han ido disminuyendo (Rothstein, 2011)

Si bien en Europa la tradición de estudios sobre las desigualdades socioeconómicas en la mortalidad ha estado enfocada en utilizar como proxy principalmente la ocupación o clase ocupacional, existen algunos que han utilizado la educación para dar cuenta del mismo fenómeno. Dentro de estos últimos se

encuentra el desarrollado por Lahelma et al., (1990), quien compara la mortalidad según el nivel de la educación en el período 1971-80 en seis países europeos – Dinamarca, Finlandia, Noruega, Suecia, Inglaterra y Gales, Hungría- constatando que en todos los países la mortalidad entre los hombres de 15-64 años de edad que tienen alto nivel de educación presentan una mortalidad entre 40% a 60% más baja que aquellas personas que tienen un nivel bajo de educación y, la realidad de las mujeres si bien presenta mayor variación entre países, la tendencia es muy similar a la de los hombres.

Junto a ese estudio existe otro “clásico” desarrollado en Europa, en el cual se incluyeron nueve países (ocho países de Europa, sumado a EUA) realizado por Kunst y Mackenbach (1994) quienes compararon la mortalidad según escolaridad entre los hombres de 35-64 años de edad. Entre sus resultados por ejemplo, se encuentra el hecho que en Suecia quienes se encuentran en la parte inferior de la jerarquía social presentan tasas de mortalidad 36% más altas que los que se encuentran en la parte superior. Misma situación se manifiesta –ordenado según magnitud del diferencial- en Inglaterra, Finlandia, Estados Unidos y Francia.

Estudios que logran dar cuenta de la existencia de un diferencial educacional en la mortalidad se ha replicado en varios países de Europa, dentro de los cuales se encuentran; Austria (Rau et al., 2006), Dinamarca (Madsen et al., 2010), España (Borrel et al., 1999), Estonia (Leinsalu et al., 2003), Francia (Menvielle et al., 2013), Finlandia (Martikainen et al., 1998; Valkonen et al., 1993), Noruega (Kravdal, 2000; Moe et al., 2012), Rusia (Shkolnikov et al., 2004), Suecia (Sundquist et al., 1997), entre otros.

Sin embargo, a pesar de existir evidencias de un gradiente educacional en los países europeos, el lugar donde este tipo de estudios ha tenido un mayor desarrollo es en los EUA. De hecho, el primer estudio en abordar las diferencias socioeconómicas en la mortalidad, utilizando como indicador la educación, fue el desarrollado por Kitagawa y Hauser en el año 1973 (utilizando datos de 1960). En este estudio, se constata que la razón de mortalidad ajustada por edad para hombres de 25-64 años de edad que completaron menos de 5 años de educación, fue 64% más alta que aquellos que completaron al menos 4 años de universidad y

entre las mujeres la diferencia para los mismo grupos educativos fue de 105% (Kitagawa and Hauser 1973).

Posteriormente, Pappas et al., (1993) en el mismo grupo etario para el periodo 1960-1986, sostiene que los hombres blancos con menor escolaridad tuvieron una tasa de mortalidad de 7,6 (por mil) en comparación con 2,8 de los de mayor educación. En tanto, los hombres negros con menor educación evidenciaron una tasa de 13,4 (por mil) en comparación con 6,0 de aquellos con mayor educación. Por su parte, en las mujeres el diferencial fue menor pero se mantiene la misma relación inversa, tanto en mujeres blancas y negras (Pappas et al., 1993). Por su parte, Preston y Elo (1996) señalan que por cada año adicional de educación se reduce las probabilidades de morir por sobre el 5% -individuos entre 25-64 años- y, disminuyen entre 2% y 3% por cada año adicional de educación entre los adultos mayores (sobre los 65 años de edad).

Hummer y Lariscy (2011) describen que la probabilidad de morir entre los adultos (25-84 años) en los EUA en individuos con 8 o menos años de educación es 21% mayor que aquellos que tienen 12 o más años de educación. Por su parte, personas con 17 (o más) años de educación, tienen una probabilidad 33% menor de mortalidad en comparación con quienes tienen 12 años de educación. Por su parte, Jemal et al., (2008) señala que en los Estados Unidos casi la mitad (48% en hombres, 38% en mujeres; 44% total) de todas las muertes que ocurrieron entre hombres y mujeres entre las edades 25-64 años en el 2001, podrían no haber ocurrido, si todo ese segmento de población hubiese experimentado la tasa anual de mortalidad de los graduados universitarios. Por otro lado, en un estudio desarrollado en 2007, se señala que las tasas de mortalidad fueron 2,5 veces más altas para individuos con baja educación, en comparación con los que ostentan mayor escolaridad (Xu et al., 2010).

Por su parte, Lleras-Muney (2004) señala que un año adicional de educación reduce la probabilidad de morir entre 1,3 y 3,6 puntos porcentuales en los siguientes 10 años, junto con aumentar la esperanza de vida. Así, la autora concluye que los retornos de la educación medidos sólo en términos de aumento de los ingresos, subestiman considerablemente los verdaderos beneficios de la educación sobre la salud.

Del contexto descrito anteriormente puede concluirse que tanto en Europa como en los EUA se ha dado cuenta de la existencia de un gradiente educacional en la mortalidad, lo cual señala que aquellos con menor educación poseen mayores tasas de mortalidad.

2.5 Causas de mortalidad y educación

Respecto del estudio de la mortalidad según causas específicas de muerte en Europa, se tiene evidencia que las tasas de mortalidad han ido cayendo en las décadas pasadas, mayoritariamente en las clases de mayor estatus socioeconómico y, dan cuenta de la existencia de un gradiente social mayor en los hombres, tanto en la mortalidad por cáncer al pulmón, enfermedades respiratorias, sistema digestivo, enfermedades cardiovasculares y en mayor medida en la mortalidad por causas externas. Este argumento ha sido sostenido en España⁸ (Puigpinós et al., 2000), Finlandia (Valkonen et al., 2000), Suecia (Weires et al., 2008), y en 12 países -11 de Europa más EUA- donde se constató la existencia de un gradiente social en la mortalidad por enfermedades cerebrovasculares en los hombres entre las edades 30-59 años de edad (Kunst et al., 1998).

Respecto a las diferencias según educación en la mortalidad por causas de muertes, existe evidencia que van en la misma línea de lo descrito anteriormente. Así por ejemplo, se tiene antecedentes que la mortalidad por causas externas es más alta en los grupos con menor escolaridad pero mayor entre los hombres que entre las mujeres (Borrell et al., 2005; Elo et al., 2006; Mackenbach, 2006). A su vez, Borrell et al., (2005) constata que las tasas de mortalidad por esa causa fueron mayores en Finlandia, Bélgica y Austria y, el diferencial más amplio según nivel educativo se constató entre los hombres en Finlandia (31,1 por 100.000 habitantes con bajo nivel educativo en contraste con 16,5 por 100.000 habitantes con mayor nivel educativo). Estos resultados son corroborados por un estudio comparativo entre Finlandia y EUA, en el cual se describe que la educación es un predictor

⁸ En este estudio la mortalidad por cáncer de pulmón es mayor en el grupo de trabajadores no manuales, lo cual, viene a ser una excepción a los otros ejemplos descritos.

significativo de la mortalidad masculina por accidentes y lesiones (Elo et al., 2006), lo cual continua demostrando que los efectos de la educación son también relacionados con comportamientos de riesgo, incluyendo el consumo de alcohol y el tomar riesgos de manera general.

Por otro lado, al examinar la asociación entre diferencial educativo y cáncer o neoplasma, se tiene que para la gran mayoría de cánceres las tasas de mortalidad dan cuenta de la existencia de un gradiente educacional. Es decir, altas tasas de mortalidad en grupos con bajo nivel educativo (Ezendam et al., 2008, Menvielle et al., 2013). A partir de la década de los 80 y 90, se ha evidenciado un incremento en el gradiente educacional en la mortalidad en varios países de Europa (Noruega, Suecia entre otros) y también en los EUA.

En la literatura sobre diferencial socioeconómico en la mortalidad por cáncer –total y por tipos de cáncer específicos-, existe amplia evidencia que demuestra que la asociación entre esas variables es negativa. Sin embargo, otros estudios han demostrado que al mirar la asociación según tipo de cáncer, la asociación en ciertos tipos de cáncer cambia a positiva. De esta forma, Strand et al., (2007) en un estudio comparativo entre 11 países de Europa⁹ en los años 90´ concluyó que existe una relación positiva entre cáncer de mama y nivel educacional en la mayoría de los países en estudio. Es decir, existe un mayor riesgo de mortalidad para las mujeres con mayor nivel educativo. Mismo resultados se describen en Estonia (Leinsalu et al., 2003).

Por otro lado, Mackenbach et al., (2004) en un estudio comparativo en 10 países europeos para las edades de 40-89 años de edad en los años noventa¹⁰ dan cuenta que las desigualdades educacionales en la mortalidad por cáncer de pulmón existe en casi todos los países –hombres y mujeres con menos educación presentan mayores tasas de mortalidad- más el diferencial varía entre países, según grupo de edad -lo cual, se asocia con efectos de cohortes- y según sexo, siendo mayor en

⁹ Finlandia, Noruega, Dinamarca, Inglaterra y Gales, Bélgica, Francia, Suiza, Austria, Turín, Barcelona y Madrid.

¹⁰ El tiempo varía según disponibilidad de información en los diferentes países incluidos en el estudio.

los hombres en comparación a las mujeres. Sin embargo, en el caso de España (Madrid) las mujeres más educadas presentaron mayores tasas de mortalidad por cáncer de pulmón (Mackenbach et al., 2004).

Considerando la existencia de una variación según los tipos de cáncer, en Europa -un estudio en el cual se incluye a Polonia, Lituania, Estonia, Finlandia y Suecia- se demostró la existencia de un gradiente educacional en la mortalidad para ambos sexos casi en todos los países (a excepción de Estonia). Es decir, los grupos con menor nivel educativo presentan tasas más altas de mortalidad por cáncer. Esto se dio tanto en hombres y mujeres. Sin embargo, las diferencias fueron más pequeñas en las mujeres (Ezendam et al., 2008). Otro estudio sugiere que Inglaterra/Gales, Noruega, Dinamarca, Finlandia y Bélgica presentan una mayor progresión de la epidemia de tabaquismo, concluyendo que en estas poblaciones las tasas por cáncer de pulmón son consistentemente mayor entre los menos educados en todos los grupos de edad¹¹, mientras que Madrid es el lugar que presenta las menores tasas de mortalidad tanto para hombres como para mujeres entre los menos educados y, Austria, Suiza, Turín y Barcelona, presentan posiciones intermedias (Mackenbach et al., 2004).

Por otro lado, en los EUA, la disminución de las tasas de mortalidad por cáncer de pulmón, de colon y de recto (para ambos sexos) en el periodo 1993-2001 fue restringido a aquellos que tenían mayor nivel educacional, constatando que las personas de bajo estatus socioeconómico no se han beneficiado de la misma forma respecto de los avances en prevención, detección temprana y tratamiento (Kinsey et al., 2008). Finalmente, existe evidencia que afirma que las desigualdades en las tasas de mortalidad por cáncer tienden a ser más pequeña que en las tasas de mortalidad cardiovascular (Mackenbach, 2006).

La educación tanto en Europa como en EUA ha sido descrita como un factor protector de la mortalidad en todas las causas de muerte. Sin embargo, Spijker (2003) señala que en Europa del Este, la educación fue asociada positivamente con cuatro causas específicas de mortalidad. Estas causas fueron; cáncer de

¹¹ Grupos quinquenales, entre los 40 y 89 años de edad.

próstata, otros cánceres, enfermedad crónica del hígado y cirrosis, y accidentes de tránsito. Según el autor, la asociación positiva para la mortalidad por cáncer se debe a que los individuos con menor nivel educativo presentan un sub-reporte o una mala clasificación de la enfermedad. Mientras que el hecho de que las tasas de mortalidad por accidentes de tránsito sean mayores en los niveles más altos de educación, estaría obedeciendo a que la propiedad de automóviles es común en las altas esferas de la sociedad y, respecto de la enfermedad crónica del hígado y cirrosis, el autor señala que no existe alguna explicación en la teoría actual, ya que se sabe que el mayor consumo de alcohol se da entre los individuos con menor educación (Spijker, 2003).

Respecto del diferencial socioeconómico en la mortalidad por enfermedades cardiovasculares, se tiene evidencia que en Europa -en todos los países con datos disponibles-, las tasas de mortalidad son más alta entre hombres y mujeres que tienen una baja posición socioeconómica, más ésta relación no es aplicable a todas las enfermedades cardiovasculares (Kaplan and Keil, 1993; Mackenbach, 2006).

Elo et al., (2006) en un estudio comparativo entre el diferencial socioeconómico en la mortalidad en Finlandia y los Estados Unidos, basado en la población entre 35 a 64 años de edad (para ambos sexos) señala que la educación es un significativo predictor de mortalidad por enfermedad cardiovascular. El gradiente educacional en la mortalidad por enfermedades al corazón fue más pronunciado para las mujeres que para los hombres en Finlandia y en EUA y, adicionalmente, la mujer también presentó una mortalidad más pronunciada en Finlandia según otras enfermedades cardiovasculares.

Huisman et al., (2005) en otro estudio comparativo para 8 países en Europa en la cual se estima el diferencial educacional en los principales grupos de causas de muertes específicas para hombres y mujeres entre 45-64, 65-74 y 75 años y más, describe que las diferencias en la mortalidad por nivel educativo persisten hasta la vejez en Europa occidental, tanto para hombres como para mujeres y, concluye que las enfermedades cardiovasculares son las que han contribuido mayormente para esas diferencias. Resultados similares fueron encontrados en Finlandia y EUA (Elo et al., 2006).

En cuanto a la muerte por accidentes cerebrovasculares, la posición socioeconómica predice la mortalidad por esta causa, incluso después de la sobrevivencia selectiva de un primer accidente, lo cual indica la importancia de una disminución de las desigualdades socioeconómicas con una segunda intervención (Ahaciç et al., 2012)

Huisman et al., (2005) describe un ranking de enfermedades contribuyentes a las diferencias en la mortalidad, obteniendo que en los hombres las cinco principales causas de muerte específicas fueron enfermedades isquémicas del corazón, cáncer de pulmón, enfermedades obstructivas crónicas del pulmón, otras enfermedades cardiovasculares y las enfermedades cerebrovasculares. En cuanto a las mujeres, se describió que era en primer lugar la cardiopatía isquémica, otras enfermedades cardiovasculares, enfermedades cerebrovasculares, la neumonía y enfermedades obstructivas crónicas del pulmón

Por otro lado, en un estudio realizado en Estonia, arroja como resultado que la mortalidad fue mayor tanto en hombres y mujeres menos educadas, independientemente si la causa de muerte fue por enfermedades infecciosas, isquémicas, cerebrovasculares, suicidios, homicidios, accidentes de tránsito, alcohol o cánceres de estómago y de pulmón (Leinsalu et al., 2003). Situación similar se encontró en los EUA para la población 25-64 años de edad en el año 2001 (Jamal et al., 2008).

A su vez, Lahelma et al., (1990) señalan que en seis países europeos¹² para el período 1970-1980, el diferencial educacional en cuatro grandes grupos de causas de muerte –enfermedades cardiovasculares, cáncer, otras enfermedades y accidentes- fue observado para los hombres en todos los países y en los cuatro grupos de causas de muerte, siendo pequeñas en el caso de mortalidad por cáncer, más significativas en el caso de otras enfermedades y mortalidad por accidentes. Por su lado, en un estudio desarrollado en Noruega para el período 1960-1990, se concluye que la mortalidad se redujo en todos los grupos de educación en Noruega durante las cuatro décadas 1960-90. Junto con ello, la proporción de personas en el grupo de educación básica con la más alta mortalidad, disminuyó

¹² Dinamarca, Finlandia, Hungría, Inglaterra y Gales, Noruega y Suecia.

sustancialmente. Pero, al contrastar esa situación con quienes tienen educación superior, se observa que las desigualdades educativas en la mortalidad aumentaron en ambos sexos, pero especialmente entre los hombres y, que las causas de muerte relacionadas al fumar tales como cáncer de pulmón y enfermedades de las vías respiratorias inferiores crónicas, así como las enfermedades cardiovasculares en los hombres, fueron los principales impulsores de las desigualdades (Strand et al., 2010).

Por otra parte, Rogers et al., (2000), señalan que en los EUA existe un fuerte y significativo gradiente entre educación y enfermedades circulatorias y cáncer. A su vez, comparando los adultos entre 18-64 años con 17 (o más) años de educación, se obtiene que aquellos con menos de 9 años de educación tiene una doble probabilidad de morir de enfermedades circulatorias y, sobre un 70% más de probabilidad de morir por cáncer. Estos resultados se corroboran con los descritos por Hummer y Lariscy (2011), los cuales concluyen que en EUA personas con mayor educación evidencian menores riesgos de morir en cada causa estudiada (enfermedades al corazón, cerebrovasculares, diabetes, cáncer al pulmón, todos los otros cánceres, enfermedades respiratorias, causas externas y otras causas). Por ejemplo, personas con 17 (o más) años de educación tienen 49% menos probabilidad de morir de cáncer al pulmón que aquellos con 12 años de educación (Hummer and Lariscy, 2011).

Montez et al., (2009) señalan que en EUA los hombres con menos educación tienen tasas especialmente elevadas de mortalidad por causas específicas de muerte tales como; cáncer de pulmón, enfermedades respiratorias, accidentes y homicidios. En contraste, los hombres con altos niveles de educación no sólo tienen tasas de mortalidad más bajas que los hombres con menor nivel educativo, sino que a su vez, también tienen tasas de mortalidad que no son mucho más altas que las de las mujeres con educación superior. Por su parte, Hummer y Lariscy (2011) señala que las muertes que son estrechamente vinculadas a factores sociales o comportamientos de riesgo como cáncer al pulmón, enfermedades respiratorias, homicidios y accidentes, son asociadas con amplias diferencias educacionales en las tasas de mortalidad, mientras que el diferencial es más estrecho en causas que son menos susceptibles al control humano, tales como otros tipos de cánceres.

Resultados similares describe Phelan et al., (2004) para la población adulta (45-64 años de edad) en los EUA, concluyendo que aquellos adultos con 9 a 11 años de educación tienen tasas de mortalidad un 93% más altas en comparación con aquellos que tienen 17 o más años de educación según causas de muertes altamente prevenibles, mientras que al considerar causas con bajo nivel de prevención el porcentaje entre los mismos grupos fue de 14%. En esta misma línea, Elo et al., (2002) señala que para los hombres entre 25-44 años, la mayor tasa de mortalidad se encuentra entre aquellas causas asociadas a factores comportamentales (0,7920 por 1000), de hecho se establece que estas causas representan alrededor del 60% de la desigualdad absoluta en todas las causas de mortalidad entre el grupo de 24-44 años y de 36% entre el grupo de 45-64 años de edad, mientras que en las mujeres es menor, representando el 36% y 14% en los mismos grupos etarios. A su vez, los datos sugieren que la exposición a circunstancias estresantes y otra serie de desventajas asociadas con bajos niveles de educación son importantes para la generación de diferencias en la mortalidad por enfermedades isquémicas del corazón (Elo et al., 2002).

Cabe señalar que el estudio del diferencial educacional en la mortalidad según causas específicas es importante ya que las variaciones en los patrones de causa de muerte entre grupos socioeconómicos proporcionan información relevante para la explicación de las desigualdades en la salud, dado que apuntan a los mecanismos específicos que vinculan un bajo estatus socioeconómico con malas condiciones de salud (Huisman et al., 2005). A su vez, la identificación de las causas de muerte para las cuales los diferenciales socioeconómicos o educacionales en este caso, son particularmente grandes, o para aquellos que son pequeños, y para aquellos en los que las diferencias se están reduciendo o ampliando puede ayudar a relacionar las variaciones de mortalidad a los posibles factores causales subyacentes (Elo et al., 2002). Estos análisis en cierto sentido también permiten establecer que causas son en gran parte responsables de las diferencias socioeconómicas observadas en la mortalidad total. En este sentido, los efectos de las diferencias según sexo en la mortalidad se pueden explicar por las diferencias en la estructura de las principales causas de muerte (Koskinen and Martelin, 1994). Sumado a esto, hay evidencias de que el gradiente educacional en la mortalidad total es explicado por el estrechamiento en algunas causas y la

ampliación en otras, que concentran las desigualdades (Rogers et al., 2013). En este sentido, no todas las causas de muerte son igualmente importantes para explicar el exceso de mortalidad en los grupos socioeconómicos más bajos (Mackenbach, 2006), por esto, es de gran relevancia en los estudios de mortalidad poder identificar y describir el padrón de mortalidad según causas específicas de muerte y educación.

2.6 Otras regiones

En cuanto al desarrollo de estudios que aborden los diferenciales en la mortalidad según escolaridad en países de otras regiones, se tiene por ejemplo el realizado por De Walque et al., (2011) en el cual describe que en la población entre 15-54 años en 33 países del África Sub-Sahariana las mujeres presentan una mortalidad más baja que los hombres. De esta forma, la mujer con una educación menor que primaria tiene una tasa de mortalidad que es 13% más baja que entre los hombres. A su vez, la mujer con educación primaria o más tiene una tasa de mortalidad que es 26% más baja que entre los hombres.

Por otro lado, un estudio desarrollado en Bangladesh concluye que la educación tiene una fuerte influencia sobre la mortalidad en las áreas rurales. Se destaca que la educación de las mujeres es particularmente notable, teniendo que hombres con esposas educadas experimentan bajas tasas de mortalidad, independientemente de su propia educación (Hurt et al., 2004). Por su parte, en Corea, un estudio señala que la tasa de mortalidad para los hombres sin educación –entre los 35-44 años de edad- es de 1938,1¹³ y para los que tienen alta educación es de 192,2. Misma tendencia se observa entre los hombres de 45-54 años y de 55-64 años. Por su parte, las mujeres entre 35-44 años de edad que no tienen educación tienen una tasa de mortalidad de 633,3 en comparación con una tasa de 66,4 de las mujeres altamente educadas (Khang et al., 2004). Estos resultados coinciden con los descritos por Son et al., (2002) quien constata que las tasas de mortalidad entre los

¹³ Las tasas están calculadas dividiendo el número de muertes por la población, multiplicadas por 100.000.

hombres menos educados es 5,11 veces mayor que las tasas de los más educados. Este diferencial fue más pequeño en las mujeres (3,42 veces), más mantuvo la misma tendencia; a menor educación, mayor mortalidad.

En Taiwán se constata que hombres entre 40-64 años sin educación tienen una tasa de 12,05 (por mil), en comparación con la tasa de 5,54 (por mil) de aquellos que tienen educación universitaria y más. Por su parte, la tasa de mortalidad de las mujeres sin educación fue de 5,52 en comparación con 2,10 de las mujeres con alta escolaridad (Kramarrow et al., 1997). Otros estudios en los países asiáticos han llegado a resultados semejantes, tal es el caso de la India (Saikia et al., 2008; Saikia et al., 2010), Taiwán (Zimmer et al., 2005), Corea (Young Lee, 2009; Jung-Choi, 2011), China (Liang et al., 2000; Zhu et al., 2007) y Japón (Liang et al., 2002).

Dentro de los estudios señalados anteriormente, existen algunos que han abordado el diferencial educacional según causas específicas de mortalidad. Dentro de estos, destaca el desarrollado por Young Lee (2009) quien examina el diferencial educacional en la mortalidad por causa externa (suicidio) en Corea, concluyendo que este se concentra en el grupo de baja educación y, que fue mayor en los hombres en comparación con las mujeres en todos los grupos de edad estudiados. Estos resultados se condicen con los hallazgos descritos por Jung-Choi (2011) quien señala que a pesar de que Corea ha venido evidenciando una disminución de las tasas de mortalidad, las desigualdades en mortalidad por educación no han disminuido.

2.6.1 América Latina

A pesar de que los países en desarrollo –como el caso de los países de América Latina- evidencian grandes desigualdades socioeconómicas, ello no ha significado que dentro de las investigaciones realizadas se aborden las desigualdades o diferenciales socioeconómicos en la mortalidad adulta como el caso de los países desarrollados. En este sentido, en la actualidad es poco el conocimiento empírico que existe respecto del diferencial socioeconómico en mortalidad adulta en los países en desarrollo.

Esta situación, se debe en parte, a la carente información sobre estadísticas vitales y sociodemográficas de calidad –por ejemplo, sin sub-registro y/o *missing* en cuanto a información de muertes- que caracteriza la información existente en los países desarrollados. Junto con ello, han sido escasos los estudios longitudinales que se han desarrollado, por lo cual, a la fecha, la mayoría de los estudios que ha buscado medir la asociación entre estatus socioeconómico y mortalidad adulta lo ha debido hacer utilizando información transversal.

En contraste con ello, existe una serie de estudios que se basan principalmente en abordar la mortalidad infantil y en menor medida, la mortalidad materna. Esto puede tener su explicación en el hecho de que en los países en desarrollo la mortalidad infantil y materna aún tiene una gran relevancia, debido a su impacto sobre la mortalidad total. De esta forma, existe una serie de estudios que miden las desigualdades socioeconómicas en la mortalidad infantil, considerando como variables proxis tanto variables individuales de los familiares –como educación de la madre, ingresos del hogar, ocupación de los padres- como a su vez, la residencia, ingreso según lugar de residencia (municipio, estado, país) entre otras.

En América Latina existen varios estudios que han utilizado la educación de la madre como medida de estatus socioeconómico y sus conclusiones han sido similares a las descubiertas tanto en Europa, África o Asia. Es decir, a mayor escolaridad de la madre menor mortalidad infantil. Dentro de estos estudios se encuentra lo descrito por Behm et al., (1977), quien evalúa el riesgo de morir entre el nacimiento y los dos años de edad en 13 países latinoamericanos, concluyendo que el riesgo de morir disminuyó con el aumento de cada año de escolaridad de la madre. Un estudio posterior desarrollado en Bolivia describe que niños en áreas rurales con madres que tienen una educación menor a 6 años, tienen hasta tres veces mayores probabilidades de morir (Bicego et al., 1990). Resultados similares han sido descritos en Chile (Medina, 2010), Brasil (Lansky et al., 2007; Monteiro, 1990; Sastry, 2004), Perú (Rivera, 2006), República Dominicana (Mejía, 1995) entre otros. Estos resultados permiten concluir que el efecto de la expansión educacional de la mujer sobre la salud infantil ha sido enorme. De acuerdo a Gokidou (2010), 4,2 Millones de muertes evitadas pueden ser atribuidas al aumento de la educación de la mujer en los países en desarrollo.

Otra serie de estudios en América Latina han estado focalizados en el diferencial socioeconómico en la mortalidad materna, en los cuales, algunos autores han utilizado la variable educación como un indicador de estatus socioeconómico. De esta forma se ha constatado que las mujeres con menor educación han evidenciado mayores tasas de mortalidad. Este tipo de hallazgos ha sido descrito en México (Aguirre, 1997) Chile (Koch et al., 2012), Brasil (Néquer et al., 2009) entre otros. Por su parte, un estudio desarrollado en la década de los 70' en Brasil en la cual se utilizó estimaciones indirectas, describe la relación entre ingreso del hogar y mortalidad, teniendo como resultado un incremento en la expectativa de vida con un aumento en el ingreso (Carvalho e Wood, 1978).

Por otra parte, existen estudios que miden la asociación entre estatus socioeconómico y salud utilizando como medida de salud la discapacidad. Dentro de estos estudios se encuentra el desarrollado por Goldman (2007) en México entre los adultos mayores, en el cual, señala que respecto a la salud auto-reportada, aquellos de alto estatus socioeconómico probablemente reporten mejor salud que aquellos de bajo estatus socioeconómico. Por otro lado, Dachs, (2002) en un estudio desarrollado en Brasil, describe que la probabilidad de declarar muy buena salud aumenta 5,5% por cada año adicional de escolaridad.

Otro estudio desarrollado en Argentina en el cual se miden los diferenciales educacionales en la expectativa de vida obtiene como resultado que la expectativa de vida a los 25 años para hombres sin escolaridad es de 39,65 años, mientras que para aquellos que tienen una alta instrucción es de 55,51. Por su parte, las mujeres sin instrucción tienen una esperanza de vida de 49,07 años en contraste con los 67,69 años que tienen aquellas que gozan de una alta educación (Peláez et al., (2011).

Sin embargo, con respecto al estudio del diferencial educacional en la mortalidad adulta existe poca evidencia empírica. Dentro de ellos, se encuentra un estudio desarrollado en Colombia¹⁴, en el cual se observa que los menos educados presentan tasas de mortalidad más altas y, el diferencial en todo el periodo de

¹⁴ Con información del período 1998-2007 para hombres y mujeres de 25 a 64 años.

estudio está incrementando¹⁵ (Arroyave et al., 2013). Por otra parte, en un estudio desarrollado en Brasil, Rentería (2010) da cuenta de la existencia de un gradiente educacional en la mortalidad femenina en el año 1996. La autora aplica el método estocástico utilizando dos bases de datos para obtener las estimativas de la mortalidad. Así, describe que las mujeres entre 30-69 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, 2009). En la misma línea, Gomes (2011) desarrolla un análisis de los determinantes de la mortalidad entre los adultos mayores en Brasil para el período 2000-2006, utilizando datos del estudio SABE encuentra que tanto hombres como mujeres con mayor educación presentan una mayor sobrevivencia, sin embargo, el gradiente es más acentuado para los hombres. De esta forma, la autora concluye que los hombres sin educación presentan tasas de mortalidad 2,9 veces mayor que aquellos que tienen entre 1 y 7 años de educación, situación que para las mujeres fue de 1,8 veces mayor.

Respecto de los estudios sobre diferencial educacional según causas específicas de mortalidad se encuentra el desarrollado en Quito, Ecuador, en el cual se describe la asociación entre cáncer de cuello de útero y nivel educativo para el periodo 1985-1994. En ese estudio se describe que las mujeres sin escolaridad presentan una tasa de mortalidad de 88,3 muertes por cada 100.000, en comparación con las mujeres que tienen educación superior, las cuales presentan una tasa de 14,9 (Corral et al., 1996). Por otro lado, Arroyave et al., (2013) señala que en Colombia existe un diferencial educacional –en ambos sexos- tanto en la mortalidad total como en aquella causada por enfermedades cardiovasculares en el periodo de estudio (1998-2013). A su vez, señala que para el año 2003 el tabaquismo entre los menos educados fue de 41% en comparación con un 26% de aquellos con educación universitaria, lo cual, desde su perspectiva podría estar

¹⁵ El índice de desigualdad relativa entre los hombres aumentó de 2.59 (95% confidence interval [CI]= 2.52, 2.67) en 1998–2002 a 3.07 (95% CI = 2.99, 3.15) en 2003–2007, mientras que entre las mujeres pasó de, 2.86 a 3.12 respectivamente (Arroyave et al 2013).

inciendiando en la mayor mortalidad por enfermedades cardiovasculares en los grupos menos educados (Arroyave et al., 2013).

Esa situación descrita en Colombia, se condice con la descrita para Costa Rica, donde se señala que los factores de riesgo tales como fumar, mayor presión arterial sistólica y sedentarismo, son más frecuentes para ambos sexos entre los menos educados. Junto con ello, se señala que otros importantes factores de riesgo como la obesidad (entre los hombres), o dietas alta en calorías en general y ricas en grasas saturadas (entre mujeres) también son más frecuentes entre las personas con menos educación, lo que influye en el diferencial educacional en la mortalidad por enfermedades cerebrovasculares (Rehkopf et al., 2009). Por otro lado, se encuentran otros estudios desarrollados en Brasil, como por ejemplo el realizado por Ishitani et al., (2006) quien describe que por cada punto porcentual de aumento en la proporción de adultos con alta escolaridad, la tasa de mortalidad por enfermedades cardiovasculares disminuye en 3,25 por 100.000 habitantes. Misma tendencia se observó en la mortalidad por enfermedades isquémicas del corazón y enfermedades cerebrovasculares e hipertensas. Por otro lado, Belon et al., (2012) describe la existencia de un gradiente social en la mortalidad para cinco grupos de causas de muertes –cánceres, enfermedades respiratorias, enfermedades del sistema circulatorio, enfermedades del aparato digestivo y causas externas- en ambos sexos. Así, por ejemplo, la mortalidad por enfermedades del sistema circulatorio, fue 36% y 71% más alta entre hombres y mujeres en áreas de bajo estrato socioeconómico en comparación con quienes residen en áreas de alto estrato socioeconómico. Finalmente, Cerqueira et al., (2000) señala que respecto de la mortalidad por causas externas, específicamente por homicidio en Brasil, las mujeres con menos nivel de educación tienen una mayor probabilidad de morir por esa causa en las Ciudades Capitales con más bajo nivel de educación.

A modo de resumen, cabe señalar que lo descrito respecto de la realidad de América Latina, los diferenciales educacionales en la mortalidad mantienen un patrón similar a los descritos y evidenciados en los países desarrollados. Es decir, aquellos grupos o individuos con menores niveles de educación –o estatus socioeconómico- presentan altas tasas de mortalidad y morbilidad. A su vez, respecto del diferencial según sexo, se logra apreciar que en los hallazgos de los

estudios citados es siempre más pronunciado para los hombres en comparación con las mujeres y, respecto del incremento o decline de las desigualdades, la tendencia de los países en desarrollo claramente está dando indicios de que el diferencial educacional se ha ido ampliando con el correr del tiempo.

2.6.2 El caso de Chile

Los estudios sobre gradiente social en la mortalidad en Chile -al igual que la realidad descrita para los demás países en desarrollo-, ha estado focalizado principalmente en la mortalidad infantil y materna, dejando fuera del foco de estudio la población adulta y las edades avanzadas. Junto con ello, los pocos estudios realizados han utilizado básicamente indicadores socioeconómicos extra-individuales, no utilizando mayormente información proveniente de variables individuales como lo es la educación.

Dentro de estos estudios, se encuentra el desarrollado por Donoso (2004), quien estudia las desigualdades socioeconómicas en la mortalidad perinatal entre los municipios de la provincia de Santiago, obteniendo como resultado que la mortalidad perinatal es mayor en las comunas que tienen mayores niveles de pobreza. En esta misma línea, Flores et al., (2010) evaluaron las desigualdades socioeconómicas en la mortalidad infantil en toda la región Metropolitana según el nivel socioeconómico de los municipios, concluyendo que la mortalidad infantil disminuyó en conjunto con la reducción de la pobreza, más pese a ello, aún existen brechas importantes. Los autores señalan que en el año 2006 mientras un municipio -Las Condes- presenta una tasa de mortalidad infantil (TMI) semejante a la de Alemania (4,3 por mil nacidos vivos), otro municipio -San Bernardo- presenta una TMI igual a la de Costa Rica (9,9 por mil nacidos vivos)¹⁶. Esta investigación deja claro que 30 kilómetros de distancia -que es lo que separa a ambos municipios- marcan la diferencia respecto de la sobrevivencia infantil (Flores et al., 2010). Posteriormente, en el informe "Mortalidad en la Niñez" publicado por la

¹⁶ Alemania con esa TMI, se ubicó como el país N° 14 con la TMI más baja, mientras que Costa Rica se ubicó en el lugar 55.

CEPAL en el año 2011 se describe una razón decreciente desde 2,5 en 1990 hasta 1,3 en 2007.

Respecto de las diferencias educacionales en la mortalidad, estos estudios también han sido focalizados principalmente en la mortalidad infantil. Los resultados de esos estudios han sido semejantes a los hallazgos descritos en la literatura internacional; a menor educación de la madre mayor tasa de mortalidad infantil (Frenz et al., 2010; González et al., 2009; Hertel-Fernández et al., 2007; Hollstein et al., 1998; Taucher, 1974).

Con respecto a la mortalidad adulta, un estudio desarrollado por Sánchez et al., (2004) en las comunas del Gran Santiago (Región Metropolitana) en el cual se establece una relación entre segregación económica (expresada por el ingreso económico) y mortalidad, concluye que las tasas más altas de mortalidad se encuentran en aquellas áreas de la Región metropolitana con menores ingresos. A su vez, la razón de mortalidad entre el quintil más bajo y más alto (I/V) demuestra que entre los 45-64 años de edad, los hombres en el año 2000 con menor estatus socioeconómico mueren 1,5 veces más en comparación con los de mayor estatus, mientras que en las mujeres la razón es de 1,6.

Por otro lado, López et al., (2010), establecen una asociación entre mortalidad por cáncer de próstata y nivel socioeconómico de la región en el periodo 1990-2005, concluyendo que si todas las regiones del país tuvieran la misma tasa de mortalidad por cáncer de próstata que la región con mayor nivel socioeconómico, la muerte de los hombres mayores a 50 años disminuiría en 5,4%.

A su vez, en un estudio reciente centrado en los factores relacionados a la reducción de la mortalidad materna en el período 1957-2007, Koch et al., (2012) encontraron que la mortalidad materna fue reducida en un 93,7% (pasando de 270,5 a 18,2 por cien mil), situación para la cual se argumenta que el incremento en el nivel educacional aparece como un impacto favorable en la reducción de la mortalidad materna.

También, se han desarrollado algunas investigaciones centradas en los diferenciales socioeconómicos sobre la morbilidad o el auto reporte de salud. Entre los últimos, se encuentra el realizado por Subramanian et al., (2003) en el cual se

concluye que la inequidad de ingresos municipal afecta el nivel de salud individual. Por su parte, Melo et al., (2011) describen un claro y estadísticamente significativo gradiente de discapacidad por nivel educacional, es decir, a mayor educación menor discapacidad. Por otro lado, Vega et al., (2001) utilizando información proveniente del registro de muertes de Chile y del Censo, estiman el diferencial educativo en la esperanza de vida para hombres y mujeres entre 20-69 años de edad para el período 1985-96, constatando que para el caso de los hombres entre el grupo con mayor y menor educación, el diferencial en la expectativa de vida pasó de 6,3 años en 1985 a 8,7 en 1996, mientras que en las mujeres, para el mismo período de estudio, el diferencial varió de 3,6 a 4,5 años. Estos resultados permiten dar muestras de un incremento del diferencial educativo en la expectativa de vida con el correr del tiempo. Resultados similares fueron encontrados por Delgado et al., (2006), quienes observaron que en el trienio 2001-03 las personas entre 20-70 años con menor escolaridad presentan una esperanza de vida inferior a la de aquellos con mayor educación. Estas diferencias van desde 51,8 a 63,8 años en los hombres y 57,2 a 66,8 años en las mujeres.

Respecto de los estudios que han utilizado la variable individual educación para estimar el diferencial socioeconómico en la mortalidad adulta, según el levantamiento de información realizado, son básicamente tres estudios. En el primero de ellos, Koch et al., (2007) centrados en individuos sobre los 20 años de edad en el Municipio de San Francisco de Mostazal en la sexta región del país¹⁷, concluye que aquellos que tienen menos de ocho años de educación mantienen tasas de mortalidad 1,5 veces más altas que los que tienen más de ochos de escolaridad. En un estudio posterior, Koch et al., (2009)¹⁸ en la misma localidad, enmarcado dentro de lo que se ha denominado “Proyecto de San Francisco” constató que las personas con educación secundaria y universitaria presentan un

¹⁷ Estudio longitudinal que sigue a 920 personas durante un periodo de tres años (1997-1999), en el cual mueren 42 personas

¹⁸ Estudio longitudinal en el cual se realiza un seguimiento a 795 personas entre 20-79 años de edad, de los cuales murieron 46 personas durante los 8 años de estudio.

33% y 70% menos de riesgo de morir por cualquier causa comparado con aquellos que tienen educación básica.

El tercer estudio, corresponde al desarrollado por Delgado et al., (2006), quien evalúa uno de los objetivos sanitarios para la década 2000-2010, que hace alusión a la disminución de las desigualdades en salud en Chile. Dentro de los ítems que contiene el estudio, se evalúa el diferencial educativo en la mortalidad adulta durante cinco periodos de tiempo (1985-1987; 1990-1992; 1995-1997; 1998-2000; 2001-2003) para la población entre 20 y 70 años de edad. Se calcularon tasas de muertes según nivel educativo¹⁹ utilizando como fuente de datos el registro de muertes (numerador) y la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (denominador). Los resultados describen que en la población de 20-44 años de edad, la razón entre los sin educación sobre aquellos con más de 13 años de educación pasó de 8,9 a 10,8 en los hombres entre 1985 y 2003. En el caso de las mujeres el diferencial entre los mismos grupos y período pasó de 7,8 a 13,5. De esta forma, los resultados describen la existencia de aumento del diferencial educacional en la mortalidad y un diferencial mayor para las mujeres. Por otro lado, en el grupo etario 45-64 años de edad, esta razón fue de 4,3 para los hombres y 4,6 para las mujeres. Además, se incluyó una estimación del diferencial educacional según causas de muertes para la población sobre los 20 años. Los hallazgos encontrados dan cuenta de la existencia de un gradiente educacional en todas las causas de muerte, sin embargo, en algunas causas de muertes el grupo sin educación presentan tasas de muerte menores al grupo que posee entre 1 y 8 años de educación, lo cual, podría estar indicando error o sesgo numerador/denominador. Por ejemplo, la tasa de muerte por cirrosis para los hombres sin educación es de 90,1 por cien mil habitantes en el trienio 2001-2003, en contraste con la tasa de 110,7 por cien mil habitantes de los hombres que tienen entre 1 y 8 años de educación.

Sin embargo, si bien este tercer estudio descrito es un acercamiento que contribuye a la descripción del gradiente educacional en la mortalidad adulta en Chile, al

¹⁹ Fueron utilizados cuatro grupos educacionales, 1 Sin educación; 2 entre 1 y 8 años de educación; 3 entre 9 y 12 años de educación y 4 entre 13 y más años de educación.

agrupar en grandes grupos etarios, como en el caso de la distribución de las causas de muerte, los resultados descritos pueden estar ocultando una concentración del diferencial educacional en ciertas causas específicas de muerte y, en ciertos grupos etarios que no son detectados a raíz de la amplitud de la faja etaria utilizada (sobre 20 años). A su vez, las tasas de mortalidad total y por causas específicas de muertes según nivel educacional pueden estar sesgadas, dada la utilización de la población menor de 30 años, la cual, ciertamente está en un periodo en el cual la educación no puede ser considerada como una variable estable o fija. Por último, considerar la población de 20 a 44 años en un solo grupo, desconociendo las diferentes susceptibilidades de muerte entre jóvenes y adultos y la posible estructura etaria diferente entre los diversos grupos educacionales pueden también estar sesgando las tasas de mortalidad. Por ejemplo, diferente susceptibilidad a la muerte por causas externas entre quienes tienen 20 y 40 años de edad.

Ante esta situación, se considera pertinente desarrollar una estimación del gradiente educacional en la mortalidad adulta en Chile, sin embargo, se considera pertinente la utilización de una serie de testes estadísticos (regresión de Poisson) que permitan dar consistencia a los resultados encontrados, situación que en los estudios de mortalidad adulta desarrollados hasta la fecha en Chile y que han utilizado la variable educación como proxy de estatus socioeconómico no ha sido incluido o considerado.

2.6.3 Contexto socioeconómico de Chile y alcances del estudio

A pesar de que la mortalidad declinó en toda América Latina y se pudo constatar importantes ganancias en la expectativa de vida en las décadas pasadas²⁰, la desigualdad permanece como el principal problema de salud y Chile no está exento de esa realidad. Así, Hertel-Fernández, et al., (2007) en un estudio que investiga la relación entre educación de la madre y mortalidad infantil, concluyen que las desigualdades persisten e incluso aumentan en algunas regiones del país. De esta

²⁰ Por ejemplo; De acuerdo a Villa et al (2004) Chile entre el año 1950 y 2005 ganó 23 años de expectativa de vida.

forma, existe evidencia que tanto en el caso de la salud materna e infantil, el gradiente social sobre la mortalidad indica que mujeres con alto status socioeconómico presentan los mejores resultados.

Chile se encuentra actualmente en una etapa avanzada de la transición demográfica, proceso marcado por una disminución de la mortalidad²¹, una sostenida caída en la fecundidad²², un rápido proceso de urbanización²³, envejecimiento poblacional²⁴ y otra serie de cambios económicos y sociales propios de la transición demográfica, dentro de los cuales se encuentran el aumento de la incorporación de la mujer al mercado laboral y el aumento de la educación²⁵.

Los avances en educación en Chile resultan evidentes a la hora de contrastar con el resto de países de América Latina²⁶. Dentro de estos avances, se encuentra el aumento de la cobertura educacional, disminución del porcentaje de analfabetismo (16,4% en 1960 a un 2,2% en el año 2012) y aumento de los años de educación promedio de la población (6,4 en 1980 a 9,7 en 2010; PNUD, 2013). Sin embargo, la desigualdad sigue estando presente. Por ejemplo, en Chile el avance de la cobertura educacional ha estado históricamente segmentado por clase social

²¹ Por ejemplo, se pasa de una tasa de mortalidad infantil de 155 a 7 niños muertos por mil en el período 1950-2010. A su vez, la expectativa de vida al nacer para ambos sexos pasó de 54,8 entre 1950-1955 a 79,3 en 2012 (PNUD, 2013).

²² La fecundidad pasó de 5,4 hijos en promedio por mujer en la década de los sesenta a 1,89 hijos en promedio por mujer en el año 2010 (INE, 2010).

²³ Se pasa de 68,2% en 1960 a un 89% en 2012, (MINVU, 2012).

²⁴ En el Censo de 1982 los mayores de 64 años eran el 5,8% de la población y en el Censo del 2002 pasó a un 8,05% de la población.

²⁵ Cabe mencionar que en el año 1920 se promulga la ley N° 3654 que establece la instrucción primaria gratuita y obligatoria, considerando 4 años de educación básica obligatoria. Luego en 1929 pasa a 6 años de educación básica obligatoria. Posteriormente en el año 1965 se aumenta de seis a ocho años la instrucción básica y en el año 2003 se aumenta a 12 los años de educación obligatoria, considerando los 8 años de educación básica y 4 años de educación media. Por último, en la Ley General de Educación del año 2009, se señala que se mantienen los 12 años de educación obligatoria, más se divide en seis años de educación básica y seis años de educación media.

²⁶ 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 EUA (13,3), Canadá (12,3) y Cuba (10,2), (PNUD, 2013).

situación que hasta la década de los 60', las cohortes que podían acceder a la educación secundaria, pertenecían básicamente a la elite chilena²⁷.

Por otro lado, Chile ha evidenciado un crecimiento económico sostenido desde mediados de la década de 1980, con una tasa media de crecimiento de siete por ciento (Contreras, 2003), lo cual ha traído consigo algunos avances en el desarrollo social del país. Por ejemplo, reducción de la pobreza²⁸, aumento de la cobertura educacional²⁹ y del sistema de salud. Sin ir más lejos, según el PNUD (2013) Chile es el país de América Latina que tiene el Índice de Desarrollo Humano (IDH) más alto (0,819³⁰) 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, teniendo por ejemplo, un Índice de Gini de 0,53³¹.

Es en este contexto en el que se enmarca el presente estudio, considerando los beneficios de usar la educación como proxy de estatus socioeconómico y teniendo en cuenta el contexto de decline de la mortalidad en Chile y el aumento de la población alfabetizada, sumado al escaso abordaje del diferencial educacional en la mortalidad adulta tanto en Chile como en la región Latino Americana. A su vez, el desarrollo de esta investigación es importante dada su contribución a la comprensión y descripción de una realidad marcada por una paradoja referente a la co-existencia de elevados índices e indicadores de desarrollo humano e incluso

²⁷ Las elites conservadoras y liberales veían en la educación primaria un instrumento para la construcción de la nación, formando individuos en la lectura, escritura y aritmética, e inculcando hábitos de orden, aseo y subordinación. La educación secundaria, en cambio, quedaba reservada para la formación de los grupos dirigentes en las humanidades y las ciencias (Ponce de León, 2009).

²⁸ 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).

²⁹ 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.

³⁰ Dentro de la clasificación existente de IDH (Muy alto, Alto, Medio y Bajo) Chile se encuentra dentro de los con un IDH Muy Alto. Sin embargo, al considerar el Índice de Desarrollo Humano Ajustado por la Desigualdad (IDH-D) cuyo valor (0,664) difiere del IDH es una muestra más de la desigualdad existente en el país. Otra evidencia de la existencia de una alta desigualdad es el IDH ajustado por la desigualdad en la distribución de ingresos, el cual tiene un valor de 0,488.

³¹ El valor 1, representa alta desigualdad, por lo cual, mientras más cercano se esté a este valor será indicador de una alta desigualdad.

económicos³² con una alta desigualdad social que en palabras de Miech (2011) puede ser considerada como la mayor causa de muerte.

De esta manera, concordando con los antecedentes existentes en los países desarrollados y en desarrollo, sumado a lo descrito para el caso de Chile, se puede concluir que la mortalidad no presente la misma fuerza, ritmo o nivel en los distintos “eslabones” de la estratificación social, por lo cual, surge la necesidad de conocer ¿Cuál es el diferencial educacional en la mortalidad adulta en Chile según sexo y edad?

Como un objetivo específico se incorpora el identificar y dar cuenta de la existencia de una variación del gradiente educacional por edad. Por otra parte, se considera relevante a partir de la revisión bibliográfica descrita anteriormente, identificar si la mortalidad adulta según escolaridad en Chile varió en los años más recientes.

Un tercer objetivo específico es estimar si el gradiente educacional en la mortalidad adulta varía en años más recientes, esto justificado en la amplia literatura citada que viene dando cuenta de una reducción en las tasas de mortalidad pero la existencia de una ampliación del diferencial de mortalidad.

Por otro lado, tomando en consideración a Preston (1975) quien describe que ignorar las causas de muerte en el estudio de la mortalidad es algo parecido a ignorar en la fecundidad la exposición y la eficacia contraceptiva, sumado al hecho de que las diferencias en la mortalidad varían según causas específicas de muertes, se incluye dentro de los objetivos específicos de esta investigación el conocer y describir el padrón de mortalidad y diferencial por educación, edad y sexo en cada grupo de causas específicas de muertes en Chile en el periodo de estudio.

En resumen, mediante el presente trabajo se busca conocer ¿Cuál es el diferencial socioeconómico en la mortalidad adulta en Chile según sexo y edad? Tomando como proxy de estatus socioeconómico la educación. Junto con ello, se busca saber si ¿la mortalidad adulta ha evidenciado alguna variación en los años más

³² Chile, en el año 2013 ha pasado a formar parte del grupo de los países definidos como; Países de Ingresos Altos. Sin embargo, en palabras de algunos críticos, entre los cuales se encuentra Palma (2013), esta característica solo puede ser atribuida a un “malabarismo” estadístico.

recientes? y, conocer si ¿hubo un cambio o variación en el gradiente educacional en los años más recientes? Por último, describir ¿Cuál es el diferencial educacional por sexo y edad en cada grupo de causas específicas de muerte en Chile para 1991-93 y 2001-03?

3. METODOLOGÍA

En este capítulo, se desarrolla una descripción acabada de todos aquellos aspectos vinculados al marco metodológico en el cual se sustenta la presente disertación.

3.1 Fuente de datos

Los datos a ser utilizados son denominados datos secundarios y provienen de dos fuentes distintas. En primer lugar, la información referente al registro de muertes de la población en Chile correspondiente al período de estudio (años 1991, 1992, 1993, 2001, 2002 y 2003), fue entregada por el Instituto Nacional de Estadística de Chile (INE), institución pública encargada de la generación y difusión de la información sociodemográfica del país.

En segundo lugar, la información referente a la población existente en Chile durante el período de estudio, fue extraída desde “Integrated Public Use Microdata Series, International” (IPUMS International). La información proveniente de esta fuente, es la referente a los Censos Demográficos de Chile de los años 1992 y 2002.

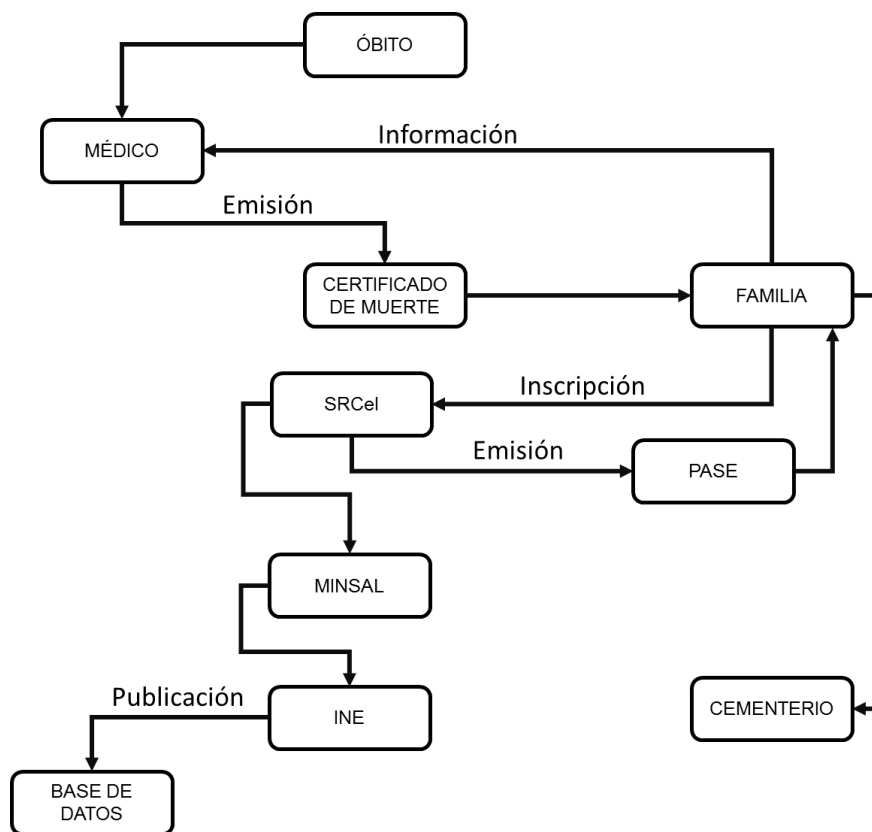
3.2 Sistema de registro de las estadísticas vitales en Chile

Chile cuenta con un sistema centralizado de información desde el año 1982, el cual surge para evitar la duplicación de información y está compuesto básicamente por tres instituciones públicas:

1. Instituto Nacional de Estadística (INE)
2. Servicio Nacional de Registro Civil e Identificación (SRCel) y
3. Ministerio de Salud (MINSAL).

Respecto del registro de muerte en sí, Chile cuenta con una ley³³ en la cual se estipula la obligatoriedad de la inscripción de la muerte en el SRCel para poder sepultar el cadáver. Para la inscripción, la familia (o en su defecto quien realice este procedimiento) debe presentar el Certificado de Defunción que es emitido por un médico. Este certificado es el que contiene la información socioeconómica del muerto³⁴. Esta obligatoriedad es lo que permite que el mayor porcentaje de muertes sean certificadas por un médico. De hecho, en la actualidad, un 0,04% de las muertes son certificadas por testigos, lo cual ocurre principalmente en las zonas geográficamente aisladas del país.

FIGURA 1 – Procedimiento de registro de muerte en Chile.



Fuente: Elaboración propia.

³³ Ley 4.408.

³⁴ En el caso de un adulto, contempla la información referente a Mes, día, año, hora y lugar de ocurrencia, Sexo, Edad, Estado Civil, residencia habitual, educación (según nivel y último año cursado), ocupación (según categoría (activo e inactivo), ocupación y clase ocupacional (jefe, funcionario, obrero) y finalmente, la causa de muerte.

Por lo tanto, según la figura 1, cuando ocurre una muerte en Chile, el primer procedimiento es obtener un certificado médico de defunción –independiente del lugar donde ocurre la muerte-. Este certificado es emitido por un médico quien completa los antecedentes referentes a identificación del óbito (año de nacimiento, edad, estado civil, etc.), lugar de ocurrencia del deceso, causa de muerte y calidad de quién certifica. Posteriormente, una vez emitido el certificado por un médico³⁵, la familia debe inscribir el hecho en el SRCel.

Al momento de inscribir el óbito en el SRCel es que se consulta a los familiares del difunto sobre las variables socioeconómicas incluidas en el certificado de defunción, como lo son la ocupación y nivel educacional. Completada la información socioeconómica, el SRCel emite un documento (*pase*) para que finalmente la familia pueda sepultar el difunto.

La generación de información estadística de los muertos es desarrollado mediante el sistema centralizado de información descrito anteriormente. En este sentido, el SRCel es el encargado de entregar la información³⁶ correspondiente a muertes al MINSAL. A su vez, el SRCel es la entidad que completa la información dejada en blanco por el médico o que la familia no describe respecto de las variables socioeconómicas (educación, ocupación). Posteriormente, el MINSAL es el organismo que investiga, analiza e incorpora las variables estadísticas de salud, como es el caso de las causas de muerte. Luego de ello, la información es enviada al INE, el cual, compara, verifica, codifica, revisa, corrige, valida y dispone la información para su publicación (INE, 2011). Según el INE (2010), en el caso de detectarse casos raros o inconsistentes, se procede a consultar las partidas físicas originales resguardadas en el archivo nacional del Registro Civil para verificar y completar la información requerida. Cabe señalar que el sistema centralizado de manejo de la información referente a las estadísticas vitales permite que tanto el

³⁵ En caso de la certificación por testigos, para la inscripción de la muerte en SRCel se solicita un Certificado Médico Negativo en el cual se señalen las causas que impiden emitir un certificado médico de defunción de los servicios de salud. Cuando la muerte es por causa violenta, el certificado médico es emitido por el Servicio Médico Legal.

³⁶ El SRCel tiene la función de entregar la información referente a todos los hechos vitales ocurridos en un año, durante el mes de enero del año siguiente tanto al MINSAL como al INE.

MINSAL como el INE en caso de detectar errores u omisiones en la información, puedan verificar y corregir la información, proceso que en la actualidad se puede hacer online con previa solicitud al SRCel.

3.3 Calidad de los datos

Las informaciones sociodemográficas y estadísticas vitales de Chile, se caracterizan por tener una buena calidad y cobertura. Según CELADE (2010) las estadísticas vitales de Chile tienen un 0,6% de subregistro de muertes. Se tiene evidencia que entre 1990-1997 el sub-registro fue de 0,9% (OPS, 2002). Porcentajes similares fueron detectados para el quinquenio 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 son registradas mediante certificados médicos, realidad que en el año 1991 era de 95,7% (INE, 2002) y, 99,0% en el año 2003 (Núñez et al., 2006).

TABLA 1 - Porcentaje de causas de muertes mal definidas y con certificación médica, para el período de estudio.

Año	Causas de Muerte	
	Mal Definidas	Con Certificación Médica
1991	5,8	95,7
1992	5,6	97,3
1993	5,8	96,7
2001	3,5	98,5
2002	3,0	99,7
2003	2,9	99,0

Fuente: INE, 2010. Evolución de la Mortalidad en Chile, según causas de muertes y edad. 1990-2007.

Las calidad de las estadísticas vitales de Chile han sido analizadas y descritas por diversos autores (Bourgeois-Pichart, 1958; Hill, et al., 1999; 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.

Con respecto a la información sociodemográfica y de salud (*causa de muerte*) incluidas en el certificado de defunción, se tiene que para el período de estudio no

existe información *missing* para las muertes sobre los 30 años de edad respecto de la causa de muerte. Es decir, todas las causas de muertes (incluyendo las causas mal definidas) fueron categorizadas y asociadas a alguna categoría existente en la CIE 9 o CIE 10. Sin embargo, respecto de la variable *educación*, en la tabla 2 se presenta el porcentaje de muertes sin información.

TABLA 2 - Descripción de la distribución de muertes sobre los 30 años de edad y número de óbitos sin información sobre nivel educacional según sexo y período.

Información		Hombre	Mujeres	subtotal	%	Total
1991-93	Muerte	104.993	91.412	196.405	99,12	196.405
	Missing	1.043	688	1.731	0,88	
2001-03	Muerte	122.569	106.217	228.786	99,87	228.786
	Missing	201	59	260	0,11	
TOTAL		228.806	198.376	427.182	*****	425.191

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

Como puede apreciarse, el *missing* de la variable educación en el primer trienio para la población sobre 30 años de edad fue de 0,88% y 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, quedando un total de 425.191 muertes, considerando ambos trienios.

Respecto de la información proveniente de los Censos Demográficos, se tiene que la omisión censal en el año 1992 fue de 2,0% y, en el año 2002, fue de 3,8% (CELADE, 2004; Tacla, 2006).

En conclusión, por lo descrito anteriormente, respecto de la buena calidad de la información referente a las estadísticas vitales y de la población en general, las estimativas realizadas en el presente estudio, son calculadas de manera directa.

3.4 Operacionalización

La presente investigación abarca el período 1991-2003, el cual, es dividido en dos trienios (1991-1993 y 2001-2003). Se busca examinar y/o entregar la variación en el tiempo, del gradiente en la mortalidad según sexo, edad y causa de muerte.

Las variables independientes incluidas en el presente estudio son: edad, educación y causas específicas de mortalidad.

La población adulta incluida en el estudio corresponde a toda las personas de 30 o más años de edad. La variable edad es categorizada en 10 grupos quinquenales (30-34; 35-39; 40-44; 45-49; 50-54; 55-59; 60-64; 65-69; 70-74; 75-79), además de un grupo o intervalo de edad abierto (80 y más).

Con respecto a la educación se ha optado por utilizar la variable años de escolaridad³⁷, la cual fue desagregada en tres categorías. Estas categorías son; A) 0-8 años de educación (equivalente a educación básica o elemental); B) 9-12 años de educación (equivalente a educación secundaria) y D) 13 y más años, (equivalente a educación técnica o universitaria).

Cabe señalar que esta 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 clasificación de aquellas personas de cohortes mayores que estuvieron expuestas a un sistema de educación dividido en categorías diferentes (0-6, 7-12, 13+) al sistema nuevo de educación³⁸.

Respecto a las causas específicas de mortalidad, estas han sido clasificadas en siete grandes grupos: 1) Neoplasmas; 2) Enfermedades del Sistema Respiratorio; 3) Enfermedades del Aparato Digestivo; 4) Enfermedades del Sistema Circulatorio; 5) Causas Externas, 6) Causas Mal Definidas y 7) Otras Causas³⁹.

³⁷ En Tabla A1 se entrega un detalle de la clasificación de los años de educación según nivel de instrucción, a modo de presentar los cambios en la clasificación de acuerdo a las modificaciones de ley de educación.

³⁸ Por ejemplo, personas fallecidas entre los años 1991-1993 con 75 años de edad y que en el registro de muertes aparecen con 8 años de educación, en la categorización de la educación que desarrollé, pasan a formar parte de la primera categoría (0-8 años), categoría que es equivalente a la educación básica bajo el sistema de clasificación y/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 se no así el nivel

³⁹ El grupo; otras causas, está compuesto por todas aquellas enfermedades catalogadas en la CIE 10 como; Ciertas enfermedades infecciosas y parasitarias, enfermedades de la sangre y otros trastornos que afectan el mecanismo de la inmunidad; trastornos mentales y de comportamiento; enfermedades del sistema nervioso; enfermedades del ojo y sus anexos; enfermedades del oído y de la apófisis mastoides; enfermedades de la piel y el tejido subcutáneo; embarazo, parto y

Cabe aclarar que las causas de muerte correspondiente al primer período (1991-93) están clasificadas mediante la utilización de la Clasificación Internacional de Enfermedades IX (CIE 9) y, las muertes del segundo período, están clasificadas bajo la CIE 10. Ante esta situación, se procedió a homologar o uniformar la información en base a la utilización de la CIE 10.

Finalmente, cabe mencionar que si bien Chile cuenta con registros de muertes completos y, su calidad ha sido avalada por estudios anteriores, al considerar la información socioeconómica proveniente del registro de muertes se carece de estudios que puedan dar cuenta del nivel de calidad de esa información, por lo cual se tiene que la información socioeconómica (en este caso años de educación) presenta un bajo nivel de información *missing*, más ello no asegura la calidad de la información reportada. Por lo tanto, es factible que la información utilizada presente posibles inconsistencias tanto en el numerador como denominador. En este sentido, es factible que exista inconsistencia en la información de educación tanto en el registro de muertes como en los Censo Demográficos de Chile utilizados.

3.5 Modelo

Antes de entrar en mayor detalle del modelo utilizado, se considera básico el presentar una descripción general de la estimación de tasas de mortalidad, dado que el modelo estadístico que se utiliza permite a través de datos de conteo obtener las tasas de mortalidad.

3.5.1. Tasas de mortalidad

La fórmula para la estimación de las tasas de mortalidad específicas por edad es la siguiente:

puerperio; enfermedades del aparato genitourinario; enfermedades del sistema osteomuscular y tejido conectivo; malformaciones congénitas, deformidades y anomalías cromosómicas; y, enfermedades endocrinas, nutricionales y metabólicas.

$$nM_x [0, T] = \frac{N^\circ \text{ de muertes en el rango de edad } x \text{ a } x+n \text{ entre el tiempo } 0 \text{ y } T}{N^\circ \text{ de personas años vividos en el rango de edad } x \text{ a } x+n \text{ entre el tiempo } 0 \text{ y } T} \quad (1)$$

Donde x (subíndice a la derecha de $nM_x [0, T]$) se refiere a la edad en el comienzo del intervalo de edad y n , el subíndice izquierdo, es la amplitud del intervalo (Preston et al., 2001) que en este caso es 5 (grupos quinquenales).

Respecto de la información referente tanto al numerador como al denominador de la fórmula anterior, cabe señalar que el numerador estará compuesto por las muertes de personas de 30 y más años de edad ocurridas en los períodos 1991-93 y 2001-03. Por su parte, el denominador, estará compuesto por las personas años vividos. El cálculo de las personas-años vividos es mediante la multiplicación de la población estimada en cada uno de los respectivos Censos 1992 y 2002 por T , que es la cantidad de años de cada periodo. Para la estimación de estas tasas, la población obtenida de los Censos de 1992 y 2002, según sexo, edad y educación, fue llevada a mitad de año⁴⁰.

De esta forma, el numerador expresa la frecuencia de un suceso y el denominador, está dado por la población expuesta al riesgo y, el cociente obtenido, representa la tasa de ocurrencia de un suceso en una población y tiempo o período determinado.

3.5.2. Modelo de Regresión de Poisson

La utilización de la regresión de Poisson radica en que permite trabajar con datos de conteo como es este caso y a su vez, permite entregar una significancia estadística a las estimaciones realizadas. De esta forma, mediante la estimación de una regresión de Poisson se puede modelar el número de muertos de una población en base al tiempo de exposición al riesgo de muerte (Scott Long 1997). Una de las características básicas de la regresión de Poisson es que los datos deben presentar una distribución de Poisson y, por otro lado, capta muy bien el hecho que –como frecuentemente sucede con datos de conteo- la varianza tiende

⁴⁰ Cabe señalar que el Censo de 1992 fue desarrollado el 22 de abril y, el Censo del año 2002 se llevó a cabo el día 24 de abril.

a aumentar con la media. 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 personas-años. De esta forma, el modelo de regresión está dado por la siguiente ecuación:

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

Respecto de las variables del modelo, la variable dependiente es el logaritmo de la tasa de mortalidad y las variables independientes son básicamente cuatro; edad, educación, causas de muerte 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*, permitiendo de esta forma, obtener las tasas de mortalidad de la población adulta en Chile según edad y educación. 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, en un segundo modelo a ser testeado, se incorpora la *interacción de variable entre edad y educación*. La incorporación de un término interactivo entre edad y educación, permite separar el efecto conjunto de esas variables, del efecto puro que ellas tienen sobre la mortalidad. En este sentido, mediante este modelo se busca captar la variación del gradiente educacional por edad. De esta forma, la ecuación queda de la siguiente manera:

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

Un tercer modelo, considera la incorporación de la variable *Periodo*, mediante el cual se busca dar cuenta de la variación de la mortalidad en los años más recientes.

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

Un Cuarto modelo incorpora la *interacción entre Período y Educación*, mediante el cual se busca captar la variación del gradiente educacional en los años más recientes.

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

Por otro lado, se desarrollan una serie de modelos (cada uno de ellos considerando una causa específica de mortalidad) en los cuales, en primer lugar se busca identificar los gradientes puros tanto por edad y por educación para cada período y para cada sexo, y, en segundo lugar, se desarrolla otra serie de modelos que incluyen la interacción entre las variables edad y educación de tal forma de verificar si el gradiente educacional varía por edad para cada grupo de causas específicas de muerte. La ecuación de esta última serie de modelos es la siguiente:

$$\log E (\text{muertes Causa "X"}) = \beta_1 + \beta_2 \cdot \text{EDAD} + \beta_3 \cdot \text{EDUCACIÓN} + \beta_4 \cdot \text{EDAD} * \text{EDUCACIÓN} + \log(\text{exposición}) \quad (8)$$

Finalmente, como los coeficientes estimados en los modelos de regresión son controlados por el tiempo de exposición al riesgo de muerte, ellos se refieren también a las tasas de mortalidad que corresponden a la transformación de los coeficientes por el exponencial. Por ejemplo, para estimar la tasa de mortalidad del quinquenio 35-39 años de edad de la segunda categoría de educación (9-12 años) del modelo 1 descrito anteriormente, se debe sumar la constante + Coeficiente de edad 35-39 años + Coeficiente de educación 9-12 años. De esta forma se calcularon las tasas de mortalidad para cada sexo para el modelo 1, modelo 2⁴¹ y para cada modelo que incorporó causas de muertes.

⁴¹ Ecuaciones 4 y 5.

4 ANALISIS DE RESULTADOS

En el presente capítulo se entrega la descripción, análisis y discusión de los principales resultados de la investigación. En este sentido, en primer lugar se entrega un análisis descriptivo de las variables de estudio y, luego en segundo lugar, se presentan los resultados obtenidos de los distintos modelos de regresión utilizados.

4.1 Análisis descriptivo de las estimativas de mortalidad adulta en Chile según sexo, edad y período

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 personas-años vividos expuestas al riesgo de morir según edad.

En este sentido, al analizar las tasas de mortalidad según edad, sexo y período (ver tabla 3), se puede observar claramente que las tasas de mortalidad del primer punto de tiempo (1991-93) son mayores que las estimadas para el segundo trienio 2001-03 para ambos sexos. Esta situación da cuenta de un significativo e importante descenso de las tasas de mortalidad en Chile durante el período de estudio. Por ejemplo, para el caso de los hombres con 30-34 años de edad la tasa de mortalidad pasó de 1,94 muertes por mil habitantes a una tasa de 1,68 (por mil) entre 1991 y 2003.

A su vez, en tabla 3, se logra observar que la mortalidad en Chile para el período de estudio presenta una caída para ambos sexos en todos los grupos etarios. Sin embargo, las tasas de mortalidad de las mujeres son menor a las estimadas para los hombres en todos los grupos etarios, lo cual, en concordancia con una amplia literatura existente al respecto, da cuenta de la existencia de una sobre mortalidad masculina.

TABLA 3 - Chile – Número de muertes, personas años y tasas de mortalidad para hombres y mujeres, 1991-2003.

Edad	HOMBRES					
	1991-1993			2001-2003		
	Muertes	personas Años	Tasa de mortalidad	Muertes	personas Años	Tasa de mortalidad
30-34	3269	1687460	1,94	3004	1792187	1,68
35-39	3333	1368603	2,44	3728	1841272	2,02
40-44	3760	1120254	3,36	4507	1660028	2,72
45-49	4630	945152	4,90	5399	1334186	4,05
50-54	5889	777575	7,57	6758	1113874	6,07
55-59	7503	630835	11,89	8913	888476	10,03
60-64	11223	602978	18,61	10976	715220	15,35
65-69	12308	428238	28,74	13244	557085	23,77
70-74	13816	301635	45,80	17567	472330	37,19
75-79	14949	203633	73,41	16621	277285	59,94
80+	24312	196531	123,71	31852	279704	113,88
Edad	MUJERES					
30-34	1139	1746578	0,65	957	1829442	0,52
35-39	1564	1449334	1,08	1455	1903293	0,76
40-44	2010	1187784	1,69	2199	1744832	1,26
45-49	2832	1002664	2,82	2961	1398022	2,12
50-54	3649	860312	4,24	3927	1178791	3,33
55-59	4643	693826	6,69	5246	943705	5,56
60-64	7083	693324	10,22	6873	801837	8,57
65-69	8721	505746	17,24	8773	653051	13,43
70-74	10928	390605	27,98	12829	583181	22,00
75-79	14242	283759	50,19	14531	381085	38,13
80+	34601	337797	102,43	46466	484257	95,95

Fuente: INE; Registro de muertes 1991-2003, IPUMS; censo Demográfico 1992 y 2002

4.2 Análisis descriptivo de las estimativas de mortalidad adulta en Chile según sexo, educación y período

En tabla 4 se presenta el número de muertes, personas-años y las tasas de mortalidad según sexo, educación y período, obtenidas de la división del número total de muertes sobre el total de personas-años vividos expuestas al riesgo de morir según categoría educacional.

Como era de esperarse, las tasas de mortalidad según educación dan cuenta de la existencia de un gradiente educacional en la mortalidad, teniendo por consecuencia que tanto hombres y mujeres que tienen entre 13 o más años de escolaridad presentan tasas de mortalidad menores en comparación a quienes tienen entre 0-8 años de escolaridad.

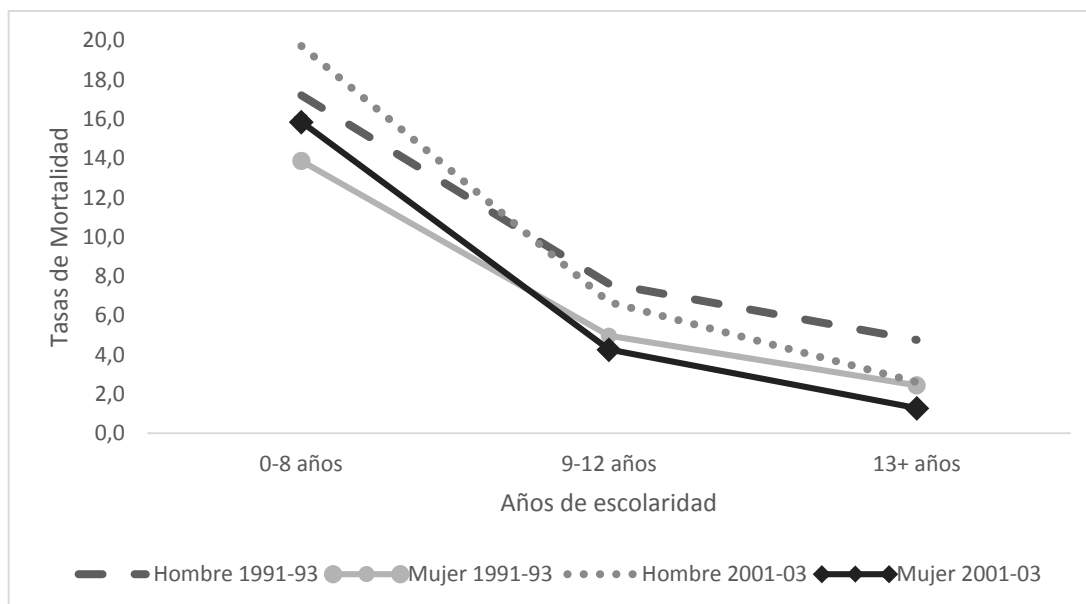
Tabla 4 - Chile – Número de muertes, personas años y tasas de mortalidad para hombres y mujeres, 1991-2003.

Educación	HOMBRES					
	1991-1993			2001-2003		
	Muertes	personas Años	Tasa de mortalidad	Muertes	personas Años	Tasa de mortalidad
0-8 años	80395	4674116	17,20	90536	4593429	19,71
9-12 años	20098	2641540	7,61	25511	3826333	6,67
13+ años	4499	947238	4,75	6522	2511885	2,60
Educación	MUJERES					
	1991-1993			2001-2003		
	Muertes	personas Años	Tasa de mortalidad	Muertes	personas Años	Tasa de mortalidad
0-8 años	74912	5401833	13,87	85786	5411852	15,85
9-12 años	14458	2909967	4,97	17346	4075368	4,26
13+ años	2042	839930	2,43	3085	2414275	1,28

Fuente: INE; Registro de muertes 1991-2003, IPUMS: censo Demográfico 1992 y 2002

Sin embargo, los resultados presentados en la tabla anterior también dan cuenta de un aumento de las tasas de mortalidad entre aquellos individuos con menos años de escolaridad. Es decir, entre un período y otro, se evidenció un aumento de la mortalidad entre quienes tienen entre 0 y 8 años de escolaridad. Para mayor claridad, en Gráfico 1 se describe esa situación.

Gráfico 1 - Chile, Tasas de Mortalidad según sexo, educación y período



Fuente: INE; Registro de muertes 1991-2003, IPUMS: censo Demográfico 1992 y 2002

Como puede observarse tanto hombres como mujeres con menor escolaridad presentan un aumento de las tasas de mortalidad entre un período y otro. En

contraposición, quienes tienen 13 o más años de escolaridad evidencian la mayor disminución de las tasas de mortalidad. Esta situación podría deberse a que las cohortes con menor educación son las más envejecidas y que comienzan a morir (efecto cohorte), o podría corresponder a inconsistencias en los datos.

4.3 Estimativas de la mortalidad adulta en Chile según sexo, edad, educación y período

Respecto del análisis de los resultados obtenidos de los modelos estadísticos incluidos en este estudio, del primer modelo de regresión⁴² de Poisson desarrollado se obtienen los gradientes puros de mortalidad por edad y educación según sexo para ambos puntos del tiempo considerados en el estudio.

Cabe destacar que el valor de todos los coeficientes del primer modelo de regresión tanto para hombres y mujeres, en ambos puntos de tiempo, aumenta con la edad. Esto significa que tanto hombres y mujeres de edades más avanzadas presentan mayores tasas de mortalidad. 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 escolaridad muestran claramente la existencia de una relación negativa o inversa entre años de educación y mortalidad. Dicho de otro modo, los resultados del primer modelo (ver Tabla A1) permite señalar que aquellas personas (hombres y mujeres) que en Chile poseen una alta escolaridad presentan menores tasas de mortalidad. En la tabla 5 se presentan las tasas de mortalidad según sexo, edad y período estimadas a partir de los coeficientes de regresión del primer modelo.

Si bien, el modelo estimado del cual se desprenden las tasas de mortalidad presentadas en la tabla 5 dado que no incorpora la interacción entre las variables edad y educación no permite captar la variación del diferencial educacional dentro

⁴² $\log E(\text{muertes}) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{EDAD} + \beta_2 \cdot \text{EDUCACIÓN} + \log(\text{exposición})$

de cada grupo de edad, los datos descritos indican que las tasas de mortalidad - tanto en hombres como mujeres y, en los dos puntos de tiempo considerados- aumentan con la edad y disminuyen con la educación dentro de cada uno de los quinquenios de edad.

TABLA 5 - Chile, Tasas de mortalidad específicas (x 1000) 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	
		1991-93	2001-03	1991-93	2001-03
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

Un punto importante a destacar y que fue 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 evidencia solo en el grupo etario 30-34 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 55-59 y 80+.

Por otra parte, a partir de las tasas de mortalidad estimadas se puede observar cual es el diferencial educacional relativo promedio para todos los grupos de edad. En este sentido, se tiene que entre los hombres en el primer trienio, las tasas de mortalidad del grupo con menor escolaridad (0-8 años) son 1,8 veces mayor que las tasas de aquellos que tienen 13 o más años de escolaridad. Por su parte, para el mismo punto del tiempo, la tasa de mortalidad de las mujeres menos escolarizadas es 2,0 veces mayor en comparación de aquellas que tienen 13 o más años de escolaridad. Esto, plantea que el gradiente social relativo en la mortalidad adulta en Chile en el primer trienio fue mayor entre las mujeres.

Respecto del segundo punto del tiempo (2001-03), se tiene que el diferencial educativo relativo es evidentemente mayor al del primer trienio, sin embargo, es exactamente idéntico entre hombres y mujeres con un valor de 3,6. Es decir, aquellos y aquellas que tienen entre 0 y 8 años de escolaridad presentan tasas 3,6 veces mayor a quienes tienen 13 o más años de escolaridad. Estos resultados son significativos, señalando que en un período de 10 años el diferencial educacional en la mortalidad se duplicó en los hombres, mientras que en el caso de las mujeres se evidenció un aumento de 80%.

Por su parte, cabe mencionar que en ambos puntos del tiempo se tiene evidencia de la existencia de un diferencial educacional entre aquellos menos escolarizados con el grupo intermedio (9-12 años) y, entre aquellos que tienen 9-12 años en comparación a los que tienen 13 y más años de escolaridad. Sin embargo, el diferencial es menor al encontrado entre los grupos extremos. Por ejemplo, los hombres que tienen menor escolaridad presenta tasas de mortalidad 1,3 veces mayor que aquellos que tienen entre 9-12 años escolaridad en 1991-93, diferencial que aumenta a 1,5 en 2001-03. Misma situación ocurre en el caso de las mujeres, teniendo por consecuencia que entre los mismos grupos educativos el diferencial

es de 1,6 en 1991-93 y aumenta a 1,8 en 2001-03. Por otro lado, el diferencial entre el grupo de 9-12 años de educación en comparación con el grupo más escolarizado es mayor entre los hombres, produciendo una inversión a la relación descrita existente entre los grupos extremos y entre los menos escolarizados y el grupo intermedio.

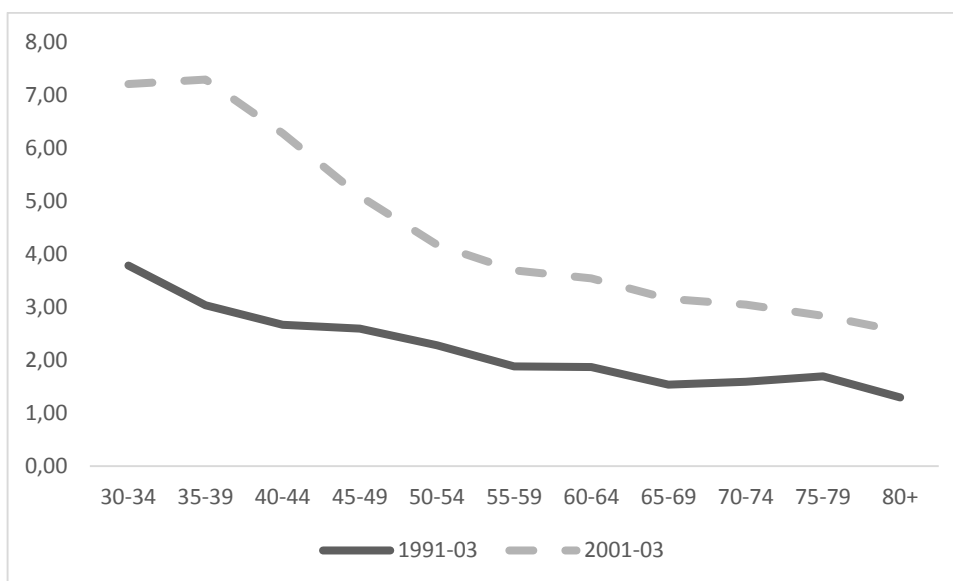
Estos resultados dan indicios de que el gradiente educacional en la mortalidad adulta en Chile ha ido aumentando a través del tiempo. Si bien, las tasas específicas de mortalidad disminuyen de un período a otro en todos los grupos etarios, el diferencial educacional relativo aumenta en todos los grupos etarios en el segundo período.

Ante estos resultados, resulta interesante introducir en el modelo de regresión la *interacción entre las variables edad y educación* de tal forma de identificar y describir la existencia de variación en el gradiente educacional dentro de cada grupo etario. En la tabla A2 (ver anexo) se pueden observar los coeficientes de regresión del modelo 2, que son estadísticamente significativos para la variable edad, educación ($P < 0,001$), situación que para la interacción entre ambas variables no se da en todos los coeficientes, teniendo como consecuencia que algunos de ellos no son estadísticamente significativos, sobre todo en el caso de la mujer.

Respecto de los hombres, en el segundo modelo⁴³ para ambos puntos del tiempo los coeficientes de la interacción entre edad y educación son estadísticamente significativos. A su vez, los coeficientes de la interacción son positivos, aumentan con la edad y también aumentan con el nivel de escolaridad, sumado al hecho de que los coeficientes del mismo modelo correspondientes a los grupos de educación o escolaridad son negativos, viene a sugerir que los diferenciales relativos de mortalidad entre los grupos de educación son mayores en los grupos etarios de “adultos jóvenes” y que el diferencial educacional disminuye con la edad. Es decir, a mayor edad menor gradiente educacional. Esta variación del gradiente por grupo etario para ambos puntos de tiempo se puede observar en el gráfico 2.

⁴³ $\log E (\text{muertes}) = \beta_1 + \beta_2 \cdot \text{EDAD} + \beta_3 \cdot \text{EDUCACIÓN} + \beta_4 \cdot \text{EDAD} * \text{EDUCACIÓN} + \log(\text{exposición})$

Gráfico 2. Chile: Hombres, diferencial educacional (Razón entre 0-8/13+) según edad y período.



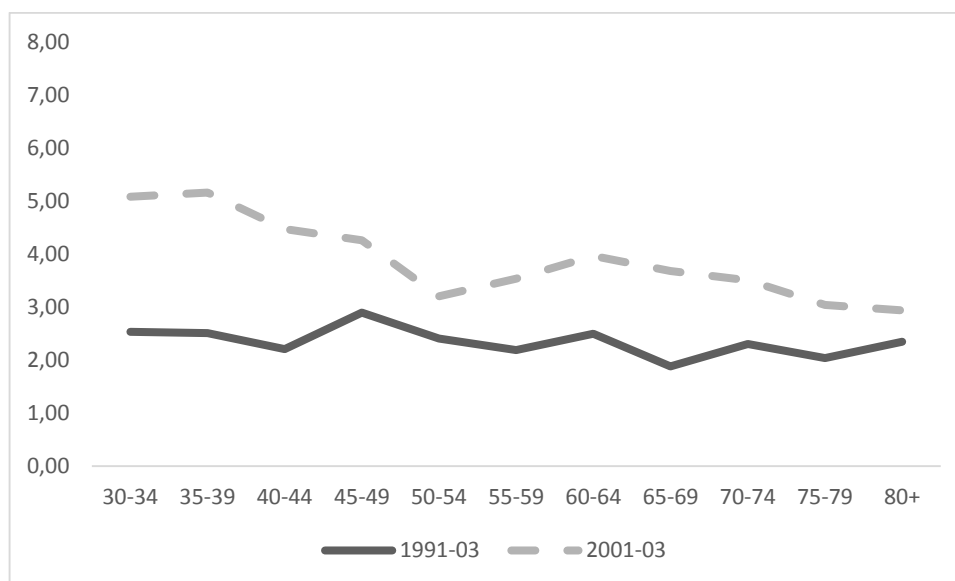
Fuente: INE; Registro de muertes 1991-2003, IPUMS: censo Demográfico 1992 y 2002

El gráfico 2 además de describir una variación del gradiente educacional por edad en el caso de los hombres, da cuenta de la ampliación del gradiente entre un período y otro en todos los grupos etarios, sin embargo, en ambos se mantiene la misma tendencia de disminución (del gradiente educacional) con el aumento de la edad⁴⁴. Por ejemplo, en el trienio 1991-93 los hombres que tienen entre 30-34 años de edad, que poseen una menor escolaridad (0-8 años) mueren 3,78 veces más que aquellos de mayor educación (13+ años), diferencial que entre los hombres de 65-69 años disminuye a 1,53 entre los mismos grupos educacionales. En el trienio 2001-03, los resultados para los mismos grupos etarios y educacionales muestran claramente una ampliación del gradiente, cuyos valores son de 7,21 y 3,16 respectivamente.

En cuanto a las mujeres, los coeficientes de regresión de la interacción de las variables edad y educación no son estadísticamente significativos para el período 1991-93, sin embargo, para el segundo trienio 2001-03 esa situación se revierte, existiendo significancia estadística ($p < 0,05$) en la mayoría de los coeficientes. En gráfico 3 se puede observar esta situación.

⁴⁴ Para mayor detalle observar Tabla A3 y A4, en anexo

Gráfico 3. Chile: Mujeres, diferencial educacional (Razón entre 0-8/13+) según edad y período.



Fuente: INE; Registro de muertes 1991-2003, IPUMS: censo Demográfico 1992 y 2002

Como puede apreciarse en gráfico 3, en el primer trienio prácticamente no existe una variación acentuada del gradiente educacional en cada grupo etario (más esto no quiere decir que no existe gradiente). Sin embargo, para el segundo trienio puede apreciarse como el gradiente es mayor entre los grupos de mujeres adultas más jóvenes y que disminuye con la edad. Por ejemplo en 2001-03, las mujeres de 30-34 años con menor educación (0-8 años) presentan tasas de mortalidad 5,08 veces mayor en comparación con aquellas de mayor escolaridad (13+ años), diferencial que en mujeres de 65-69 años disminuye a 3,68.

Dado que hasta el momento los resultados descritos dan cuenta de la ampliación del diferencial educacional en la mortalidad adulta en Chile en ambos sexos, se desarrollaron otros dos modelos de regresión para evaluar esa situación. De esta forma, en el tercer modelo se incluye la variable *período* con el fin de identificar la existencia de variación de la mortalidad en los años más recientes y, en el cuarto modelo, se incluye *la interacción entre la variable período y educación*, de tal forma de identificar y describir si el gradiente educacional varió en los años más recientes. En la tabla A5 (ver anexo) se pueden observar los coeficientes estimados para cada uno de estos modelos.

Los resultados obtenidos del tercer modelo⁴⁵ dan cuenta de una variación de la mortalidad en los años más recientes. El coeficiente de período fue negativo y estadísticamente significativo ($p < 0,001$). La variación de la mortalidad en estricto rigor da cuenta de una disminución de la mortalidad (coeficiente negativo) en los años más recientes (2001-03) para ambos sexos, sin embargo, la disminución de la mortalidad fue mayor para las mujeres.

Por su parte, los resultados del cuarto modelo de regresión⁴⁶ que son estadísticamente significativos, dan cuenta de una variación en el gradiente educacional en los años más recientes. Esta variación consiste en una ampliación del diferencial educacional en el período 2001-2003 para ambos sexos.

A modo de resumen, se tiene que las tasas de mortalidad son mayores en las edades más avanzadas y, a su vez, son mayores entre los grupos con menor escolaridad. Estos resultados se condicen con los hallazgos descritos en estudios anteriores. Sin embargo, al observar el gradiente puro y comparar según sexo, se logra observar que el diferencial relativo entre los grupos educacionales extremos en cada grupo de edad es mayor en el primer trienio para las mujeres en comparación con los hombres. Sin embargo, al incluir la interacción de la variable edad y educación en el segundo modelo se puede dar cuenta de la existencia de la variación del gradiente educacional por edad, teniendo claras evidencias de que lo encontrado se coincide con los resultados de otros estudios en los cuales al igual que la presente investigación se da cuenta de un mayor gradiente en los hombres en comparación a las mujeres y que este disminuye con la edad. Ahora bien, se ha descrito que el diferencial educacional entre los grupos educacionales extremos entre los hombres de 30-34 años de edad en el 2001-03 es de 7,21 mientras que en las mujeres es de 5,08. Sin embargo, un punto a destacar es que el gradiente educacional en cada grupo de edad no es mayor en todos los grupos etarios en los hombres en comparación a las mujeres. Es decir, hasta el quinquenio 55-59 años

⁴⁵ $\log E (\text{muertes}) = \beta_1 + \beta_2 \cdot \text{EDAD} + \beta_3 \cdot \text{EDUCACIÓN} + \beta_4 \cdot \text{EDAD} * \text{EDUCACIÓN} + \beta_5 \cdot \text{PERÍODO} + \log(\text{exposure})$

⁴⁶ $\log E (\text{muertes}) = \beta_1 + \beta_2 \cdot \text{EDAD} + \beta_3 \cdot \text{EDUCACIÓN} + \beta_4 \cdot \text{EDAD} * \text{EDUCACIÓN} + \beta_5 \cdot \text{PERÍODO} + \beta_6 \cdot \text{PERÍODO} * \text{EDUCACIÓN} + \log(\text{exposure})$

el gradiente es mayor en los hombres y, en las edades más avanzadas pasa a ser mayor en las mujeres⁴⁷.

Por otra parte, los resultados analizados logran dar cuenta de la existencia de una caída o reducción de la mortalidad en los años más recientes en ambos sexos, más esa reducción no ha sido acompañada por una disminución del diferencial o gradiente educacional. Muy por el contrario, los resultados presentados anteriormente dan cuenta de una ampliación del diferencial, concordando con los hallazgos encontrados en estudios anteriores en otras sociedades.

4.4 Estimativas de mortalidad según sexo, edad, educación, período y causa de muerte

El análisis de la mortalidad adulta en Chile según causa de muerte incluido en este estudio se desarrolla analizando en primer lugar los gradientes puros en cada causa de muerte, para ambos sexos y períodos. Posteriormente, se incorpora en los modelos de regresión la *interacción entre las variables edad y educación*, lo cual permite constatar si el gradiente educacional varía por edad en cada grupo de causas específicas de muerte.

De esta forma, de la primera serie de modelos⁴⁸ desarrollado se obtiene que en ambos sexos y períodos de tiempo, prácticamente en todos los grupos de causas de muertes específicas los coeficientes por edad son estadísticamente significativos ($P < 0,001$) y crecientes con la edad, a excepción del grupo de causas externas. El que los coeficientes sean crecientes con la edad sugiere que en cada causa de mortalidad tanto hombres como mujeres de edades más avanzadas experimentan mayores tasas de mortalidad. Por su parte, todos los coeficientes correspondientes a la variable educación son estadísticamente significativos ($P < 0,001$), lo que viene al igual que en la mortalidad total, señalar la existencia de

⁴⁷ En el primer trienio 1991-03 el diferencial fue mayor en los hombres en comparación a las mujeres en los tres quinquenios más jóvenes (30-34, 35-39 y 40-44), pasando a ser más alto en las mujeres en todos los siguientes grupos etarios.

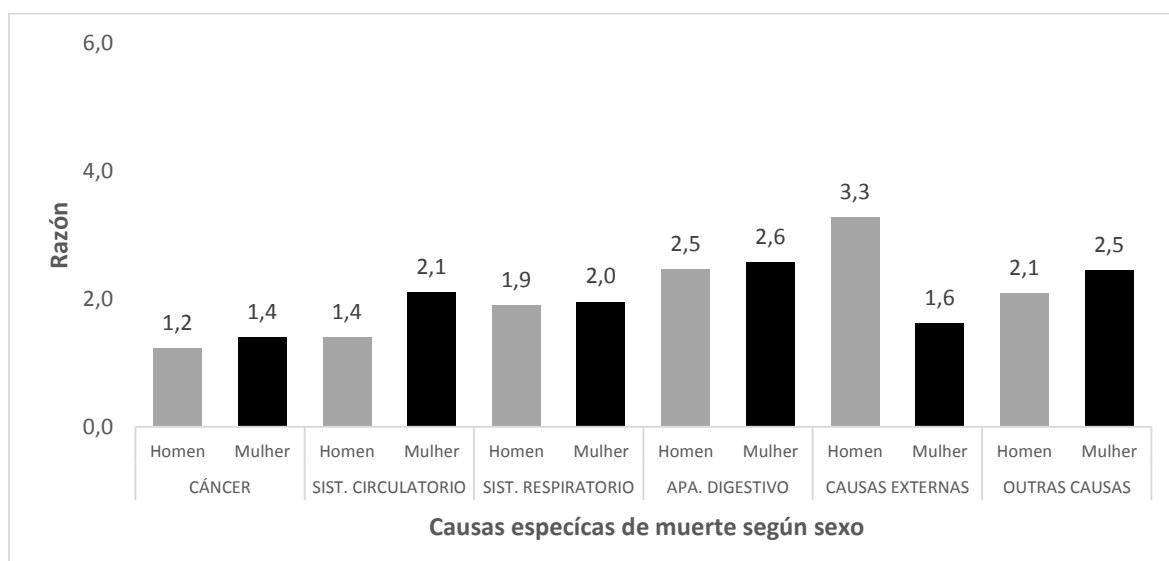
⁴⁸ $\log E(\text{muertes Causa "X"}) = \beta_1 + \beta_2 \cdot \text{EDAD} + \beta_3 \cdot \text{EDUCACIÓN} + \beta_4 \cdot \text{EDAD} * \text{EDUCACIÓN} + \log(\text{exposición})$

una relación inversa entre años de educación y mortalidad en todos los grupos de causas muertes utilizados en esta investigación.

Para cada uno de los grupos de causas de muertes según sexo y período, se estimaron las tasas de mortalidad a partir de los coeficientes de cada uno de los modelos desarrollados (Mayor detalle ver Tablas A6, A7, A8 y A9 en anexo).

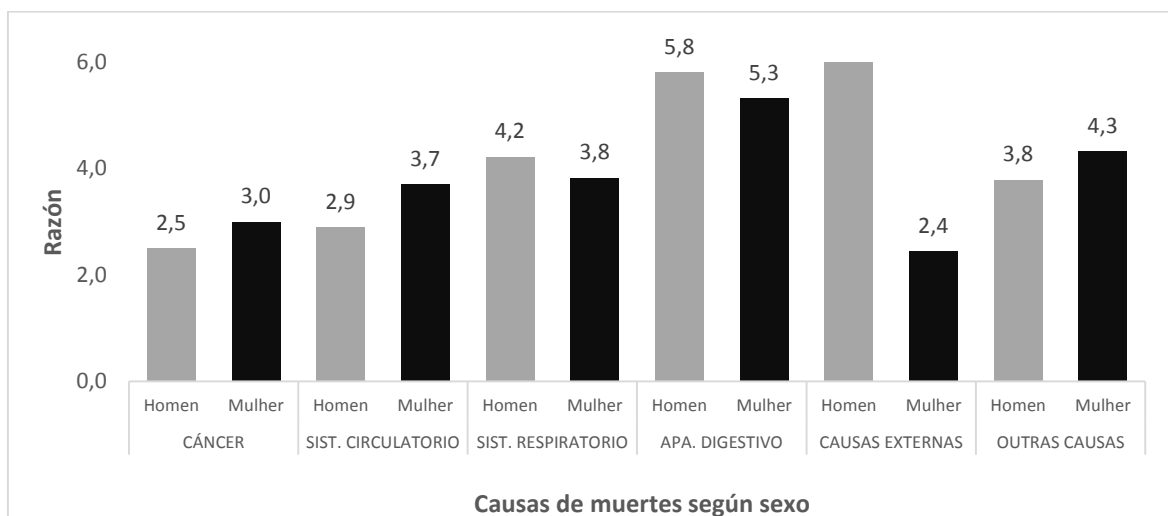
Los datos indican que las tasas de mortalidad aumentan con la edad y disminuyen con la escolaridad o educación dentro de cada uno de los grupos de edad. Si bien, esta primera serie de modelos no permite evaluar la variación de los diferenciales de educación dentro de cada grupo de edad, en el gráfico 4A y 4B, se entrega la descripción del diferencial relativo entre los grupos de escolaridad, en promedio, para todos los grupos de edad en cada grupo de causa de muertes según sexo.

Gráfico 4A - Chile: diferencial educacional (0-8 años/13+ años) relativo según sexo, grupo de causas específicas de muerte y período, para la población en estudio 1991-1993.



Fuente: INE; Registro de muertes 1991-2003, IPUMS: censo Demográfico 1992 y 2002

Gráfico 4B - Chile: diferencial educacional (0-8 años/13+ años) relativo según sexo, grupo de causas específicas de muerte y período, para la población en estudio 1991-1993.



Fuente: INE; Registro de muertes 1991-2003, IPUMS: censo Demográfico 1992 y 2002

Como puede observarse en gráfico 4A y 4B, el diferencial relativo entre los grupos educacionales extremos tanto en el trienio 1991-93 como 2001-03 difiere según sexo. En los hombres en ambos períodos de tiempo el mayor diferencial relativo por escolaridad se encuentra en el grupo causas externas. Así, en 1991-93 aquellos individuos con una escolaridad baja (entre 0-8 años) presentan tasas de mortalidad 3,3 veces mayor que los individuos del grupo con 13+ años de escolaridad, situación que en 2001-03 se amplía, teniendo que las tasas de los menos escolarizados son 6 veces mayor que los con 13 o más años de educación. Sin embargo, en este mismo grupo de causa de muerte la realidad de las mujeres es significativamente diferente a la de los hombres, dado que el diferencial es menor. Esta realidad coincide con los hallazgos de estudios anteriores, que atribuyen gran importancia al factor comportamental como explicativo del diferencial en la mortalidad por causas externas.

En cuanto a la mortalidad por cáncer (todos los tipos) se puede ver que en ambos trienios el diferencial es mayor en las mujeres en comparación a los hombres. De las siete causas de muertes incluidas en este estudio, los datos sugieren en el caso de los hombres, que la causa de muerte por cáncer es en donde se da el menor diferencial entre los grupos educacionales extremos en ambos períodos, situación inversa ocurre en el caso de las mujeres. Por ejemplo, en el trienio 2001-01 las mujeres con menor educación presentaban tasas de mortalidad 3,0 veces mayores

que las de mayor educación, diferencial que en el mismo período y entre los mismos grupos educacionales en los hombres era de 2,5.

El grupo de causas de muertes por enfermedades del aparato digestivo fue en donde el diferencial relativo evidencia una cierta similitud entre hombres y mujeres. En el trienio 1991-93 las mujeres con menor educación tenían tasas de mortalidad 2,6 veces más altas que las mujeres de mayor educación, diferencial que en los hombres era de 2,5. Sin embargo, en el 2001-03 se amplía este diferencial relativo tanto en el caso de las mujeres como en el de los hombres (5,3 y 5,8 respectivamente). Más, si el análisis se centrara sólo en las mujeres se puede afirmar que el grupo de causas de muerte por enfermedades del aparato digestivo es donde se encuentra el mayor diferencial relativo entre los grupos educacionales 0-8/13+ y entre 0-8/9-12 años de escolaridad.

Ahora bien, al mirar el diferencial relativo entre los grupos educacionales extremos en cada grupo de causa de muerte según sexo en el primer trienio, se tiene que tanto en el grupo de causa de muerte por cáncer, enfermedades del sistema circulatorio, sistema respiratorio, aparato digestivo y otras causas de muerte, el diferencial es mayor entre las mujeres. Sin embargo, esta situación en el trienio 2001-03 se modifica, teniendo como consecuencia que el diferencial relativo de mortalidad en los grupos de causas específicas de muerte por enfermedades del sistema respiratorio y del aparato digestivo es mayor para los hombres (sumado al grupo de causas externas). En este sentido, cabe mencionar que entre un período y otro en todos los grupos de causas de muertes incluidos en el estudio se evidenció un aumento del gradiente educacional entre los grupos extremos (0-8 y 13+) para ambos sexos, situación que ya se había evidenciado al considerar la mortalidad total. Sin embargo, esta ampliación del diferencial no tan solo implica que en ambos sexos en el 2001-03 los menos escolarizados presentan mayores tasas de mortalidad en comparación a los más escolarizados respecto del primer trienio, sino que además, en dos grupos de causas de muertes (enfermedades del sistema respiratorio y aparato digestivo) la ampliación del diferencial implica que la mayor diferencia entre los más y menos escolarizados deja de ser mayor en las mujeres y pase a ser entre los hombres.

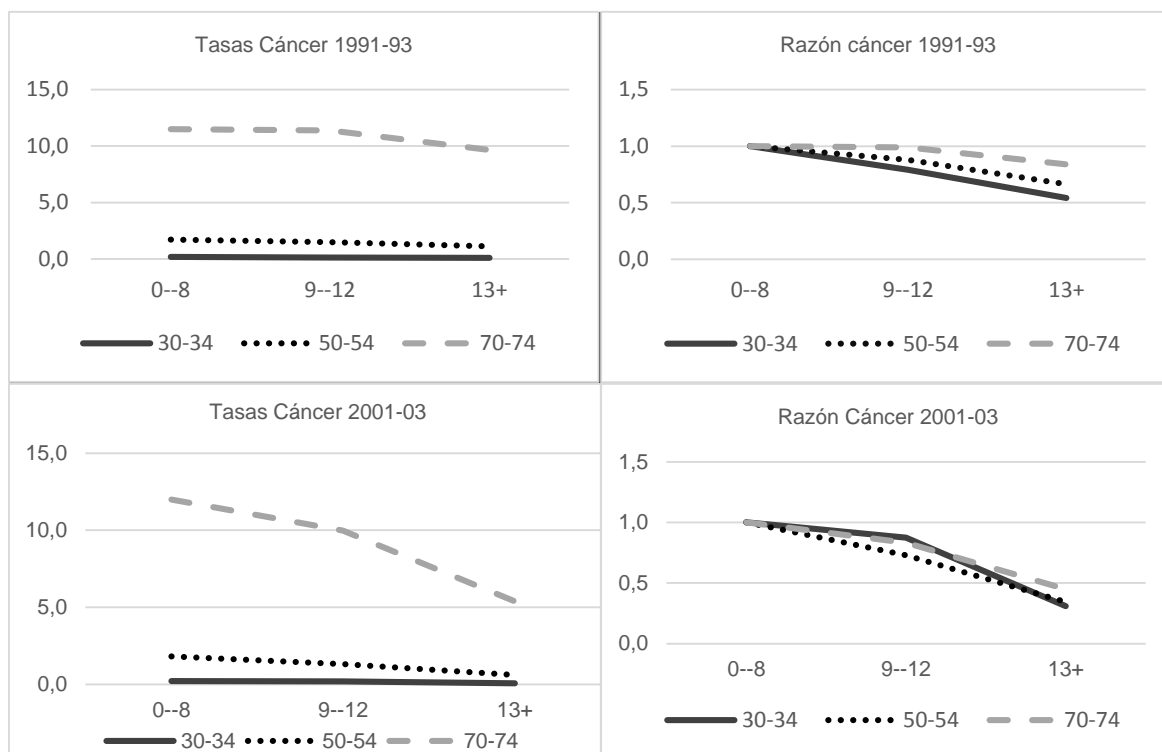
Otro punto a destacar, tiene que ver con el hecho de la existencia de un gradiente educacional -al igual que lo descrito para la mortalidad total-, al considerar los grupos de causas de muerte entre el grupo con menor escolaridad (0-8 años) y el grupo intermedio (9-12 años) y, entre el grupo intermedio y el grupo con mayor escolaridad, teniendo por ejemplo que en 2001-03 el gradiente entre el grupo intermedio y el de mayor escolaridad fue mayor al encontrado entre el grupo de menor escolaridad y el grupo intermedio (a excepción del caso de las mujeres en el grupo de muerte por enfermedades del sistema respiratorio), lo cual, sugiere que tener 13 y más años de escolaridad marca una clara y acentuada diferencia frente a los otros dos grupos de escolaridad (0-8 y 9-12 años). Sin embargo, el gradiente encontrado entre estos grupos es menor en comparación al identificado entre los grupos educacionales extremos descritos anteriormente.

Ante estos resultados, se consideró importante introducir en el modelo de regresión la interacción entre las variables edad y educación, de modo de poder estimar si el gradiente educacional varía por cada grupo de edad. Los coeficientes a partir de los cuales se estiman las tasas de mortalidad (por edad, escolaridad y causa de muerte) varían en nivel de significancia entre causas de muertes, teniendo por ejemplo, que en el caso de las mujeres la interacción entre edad y educación no es estadísticamente significativa para la mortalidad por enfermedades en el sistema digestivo en ambos períodos (Mayor detalle ver tabla A10, A11, A12 y A13, ver anexo).

A continuación se presentan los resultados para cada grupo de causa de muerte específica, según período y sexo, considerando las tasas de mortalidad de tres grupos de edad (30-34, 50-54 y 70-74 años) y, las razones de las tasas de mortalidad según años de escolaridad (0-8 / 13+).

En el caso de la mortalidad por cáncer, el gráfico 5 expone la situación de los hombres.

Gráfico 5 - Chile, tasas de mortalidad y razones de mortalidad por cáncer. Hombres, 1991-93 y 2001-03.



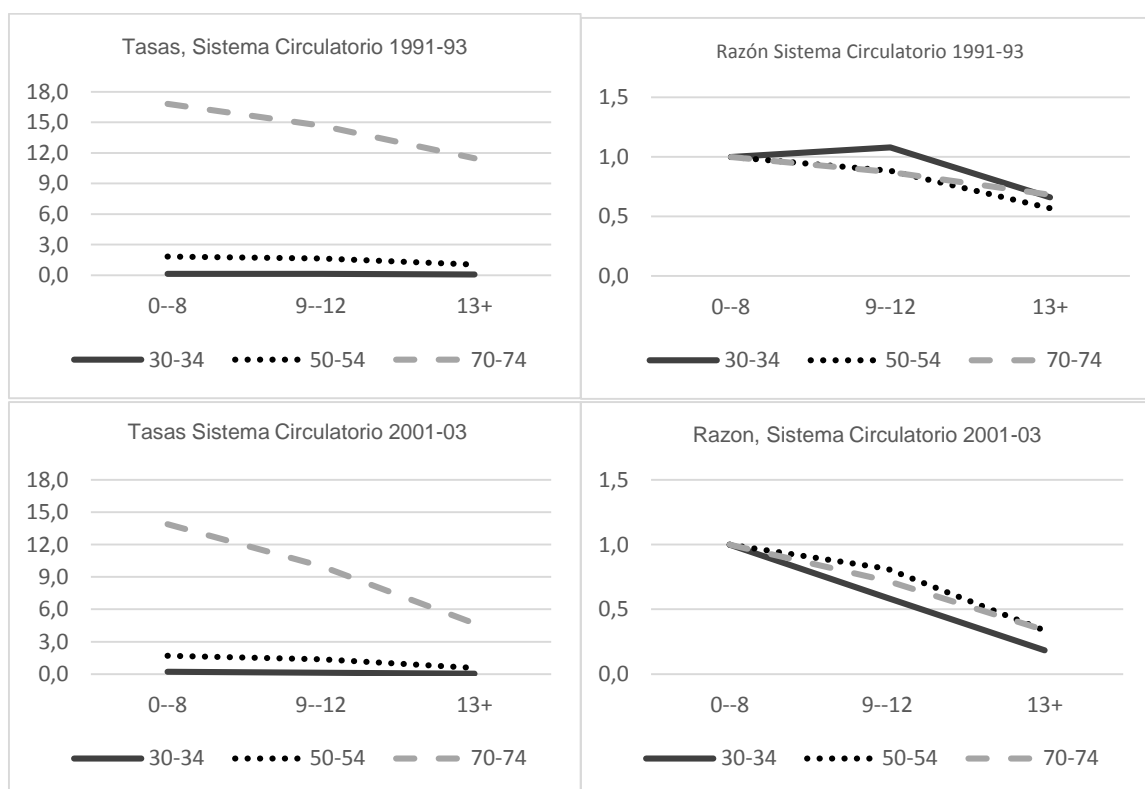
Fuente: INE; Registro de muertes 1991-2003, IPUMS: censo Demográfico 1992 y 2002

Las tasas específicas de mortalidad por cáncer aumentaron en todos los grupos de edad entre un período y otro entre los individuos que tienen entre 0-8 años de educación. Sin embargo, en los otros dos grupos (a excepción del quinquenio 30-34 años entre 9-12 años de educación) presentan una sostenida disminución. Los datos muestran que el cáncer es una enfermedad que causa más muertes en edades avanzadas, teniendo que las tasas aumentan a medida que aumenta la edad y son mayores entre aquellos hombres con menor educación. Al observar las razones de las tasas de mortalidad, se puede apreciar claramente la desventaja en la cual se encuentra el grupo menos educado en comparación a los más educados. Más cabe destacar que en el primer período de tiempo la mortalidad por cáncer entre el grupo de edad mayor no presentaba gran diferencia entre quienes tenía 0-8 y 9-12 años de educación. Sin embargo, en el segundo período se puede ver un aumento del diferencial entre los grupos educacionales y, la variación que ocurre por edad, teniendo por ejemplo el caso de los adultos “más jóvenes”, cuya situación apunta a que aquellos que mueren de cáncer entre 30-34 años de edad, el hecho de tener entre 0-8 o 9-12 años de educación no hace mucha diferencia, en

comparación a tener 13 o más años de educación. Es decir, los datos apuntan a que entre un período y otro hubo una ampliación del gradiente en la mortalidad entre los grupos extremos de educación.

En cuanto a la mortalidad por enfermedades en el sistema circulatorio, los datos apuntan a una mayor mortalidad en las edades más avanzadas, existiendo una acentuada disminución entre un período y otro en la tasas de mortalidad de los hombres con 13 y más años de educación. Esto se puede observar gráficamente en el gráfico 6.

Gráfico 6 - Chile, tasas de mortalidad y razones de mortalidad por enfermedades del Sistema Circulatorio. Hombres, 1991-93 y 2001-03.

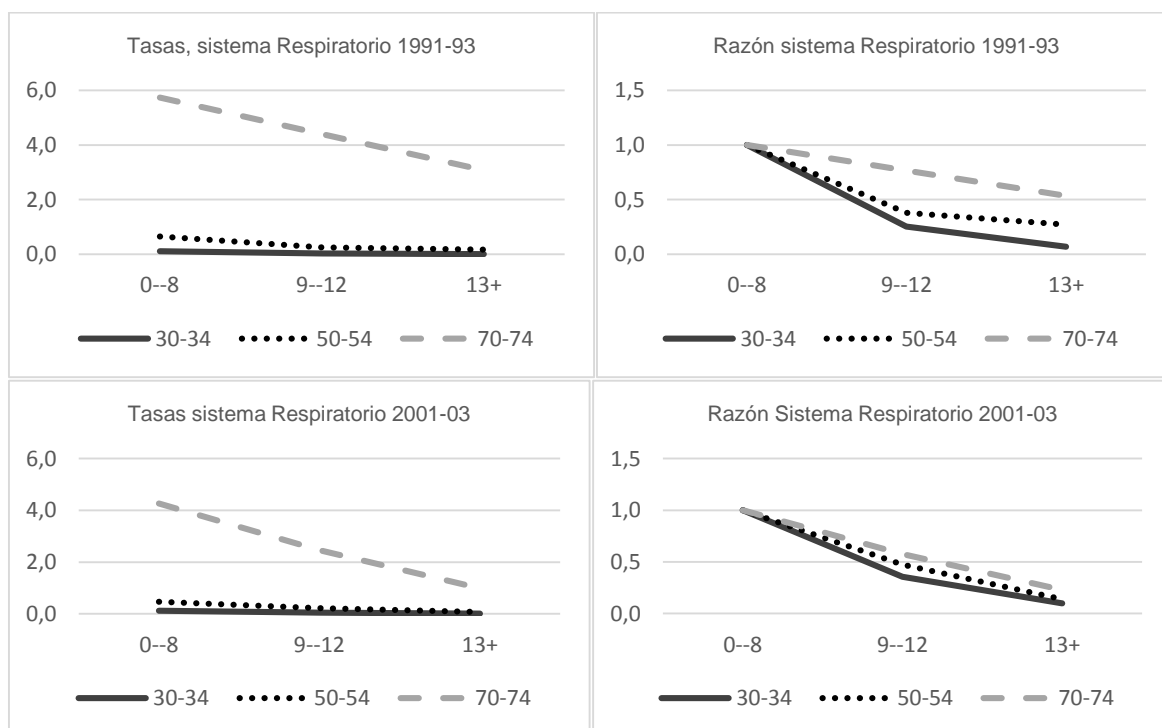


Fuente: INE; Registro de muertes 1991-2003, IPUMS: censo Demográfico 1992 y 2002

Al observar la razón de las tasas de mortalidad se observa claramente la desventaja en la que se encuentran los hombres con menor educación y la variación en el gradiente entre un período y otro en los tres grupos de edad considerados. Un aspecto importante a destacar es la ampliación significativa del gradiente entre los adultos con 30-34 años de edad un período y otro. A su vez, se observa que a mayor edad las enfermedades del sistema circulatorio causan la muerte principalmente entre los menos escolarizados.

Por otro lado, respecto de la mortalidad por enfermedades del sistema respiratorio, se observa una reducción de las tasas de mortalidad para los tres grupos educacionales entre un período y otro, más se evidencia una sostenida disminución entre los hombres que tienen 13 o más años de educación. Por su parte, la razón de las tasas de mortalidad da cuenta de la desventaja del grupo menos escolarizado en comparación a los otros dos grupos, situación que al observar por grupos de edades sugiere que entre los hombres de 30-34 años de edad la mortalidad por enfermedades del sistema respiratorio ocurre principalmente entre los menos escolarizados. Por su parte, aquellos que tienen entre 70-74 años de edad presentan una tendencia menos inclinada en el primer trienio dando a entender que la ventaja de una mayor educación en este tipo de causa de muerte a esas edades es menor, más existe. Esta situación se puede observar en el gráfico 7.

Gráfico 7 - Chile, tasas de mortalidad y razones de mortalidad por enfermedades del sistema respiratorio. Hombres, 1991-93 y 2001-03.



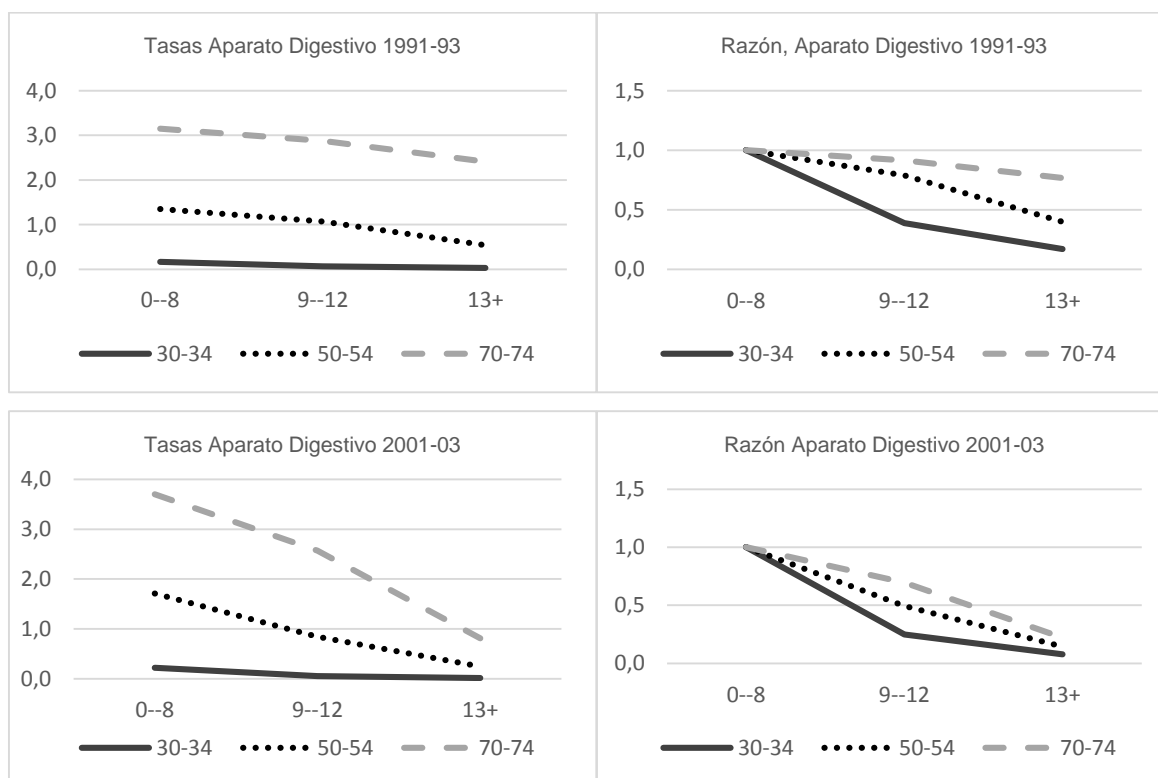
Fuente: INE; Registro de muertes 1991-2003, IPUMS: censo Demográfico 1992 y 2002

El cuarto grupo de causas de muertes específicas incluido en el estudio corresponde a las enfermedades del aparato digestivo. Las tasas de mortalidad por esa causa, evidenciaron un aumento entre los menos escolarizados entre un período y otro, sin embargo, entre aquellos hombres que tienen 9-12 años y 13 o

más años de escolaridad, las tasas presentaron una disminución considerable, sobre todo, entre los de mayor escolaridad. Esta situación va acompañada de un aumento del diferencial entre los grupos extremos de educación, situación que deja de manifiesto la desventaja en la cual se encuentra el grupo menos escolarizado

Este tipo de muertes para los hombres sigue siendo mayor en las edades más avanzadas, situación que se refleja en las tasas de mortalidad. Por otro lado, los resultados permiten apuntar que los individuos entre 70-74 años de edad que morían a raíz de estas causas no presentan un diferencia acentuada por grupo educacional en el primer trienio, situación que cambia drásticamente en el segundo período, en el cual, claramente la educación pasa a ser un elemento protector de la mortalidad por enfermedades del aparato digestivo. Esta situación puede ser observada en el gráfico 8.

Gráfico 8 - Chile, tasas de mortalidad y razones de mortalidad por enfermedades en el aparato digestivo. Hombres, 1991-93 y 2001-03.



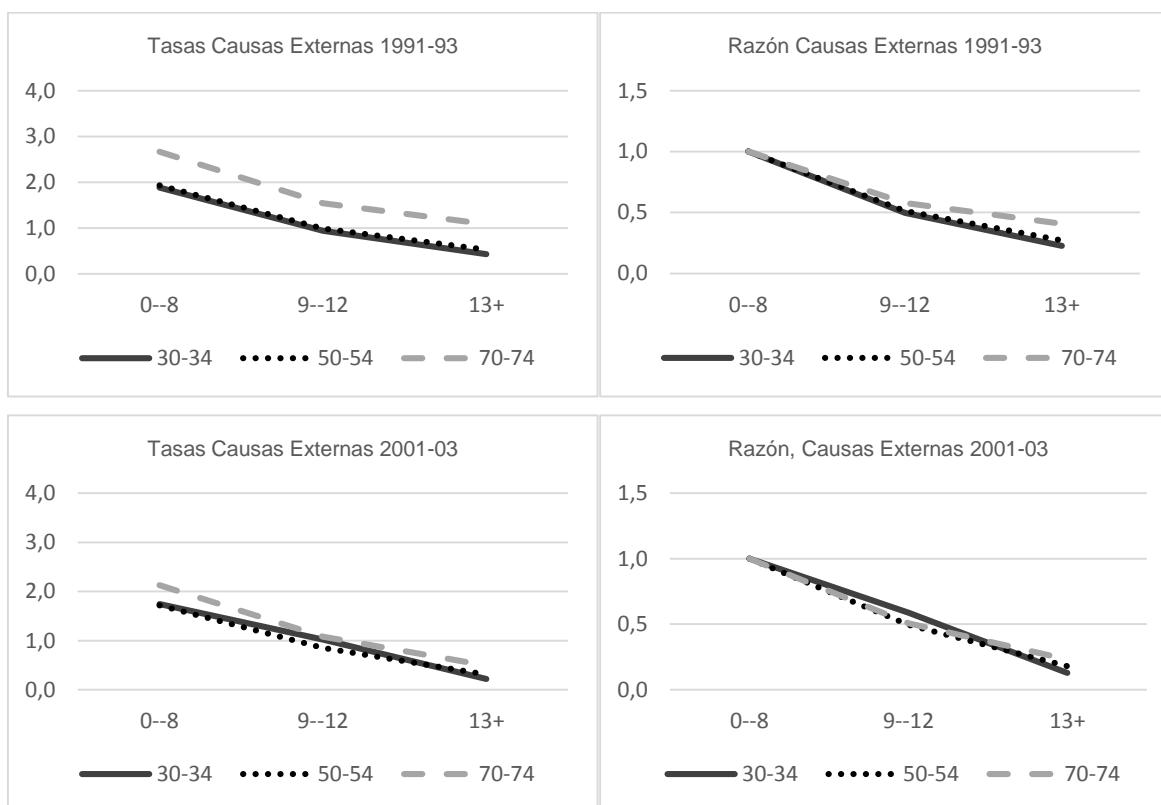
Fuente: INE; Registro de muertes 1991-2003, IPUMS: censo Demográfico 1992 y 2002

Al observar las razones de las tasas de mortalidad en gráfico anterior, se ve claramente la desventaja del grupo menos escolarizado. Por ejemplo, los hombres entre 30-34 años de edad que tienen entre 0-8 años de educación mueren 12,9

veces más por enfermedades del aparato digestivo en comparación de aquellos que tienen 13 o más años de educación en el trienio 2001-2003 (Tabla A14, ver anexo). Este diferencial disminuye con la edad.

En cuanto a la mortalidad adulta masculina por causas externas se evidencia una disminución de las tasas de mortalidad entre un período y otro, más esa disminución no ocurre de manera homogénea para todos los grupos educacionales, teniendo como consecuencia, que el grupo de mayor educación (13+ años) fue el que experimentó la mayor caída de la mortalidad. En ambos períodos las tasas de mortalidad son mayores entre los individuos de más avanzada edad en todos los grupos educacionales, más en el segundo trienio logra apreciarse un aumento de la mortalidad por causas externas en el grupo 30-34 años. En el gráfico 9 queda en evidencia esta situación.

Gráfico 9 - Chile, tasas de mortalidad y razones de mortalidad por causas externas. Hombres, 1991-93 y 2001-03.



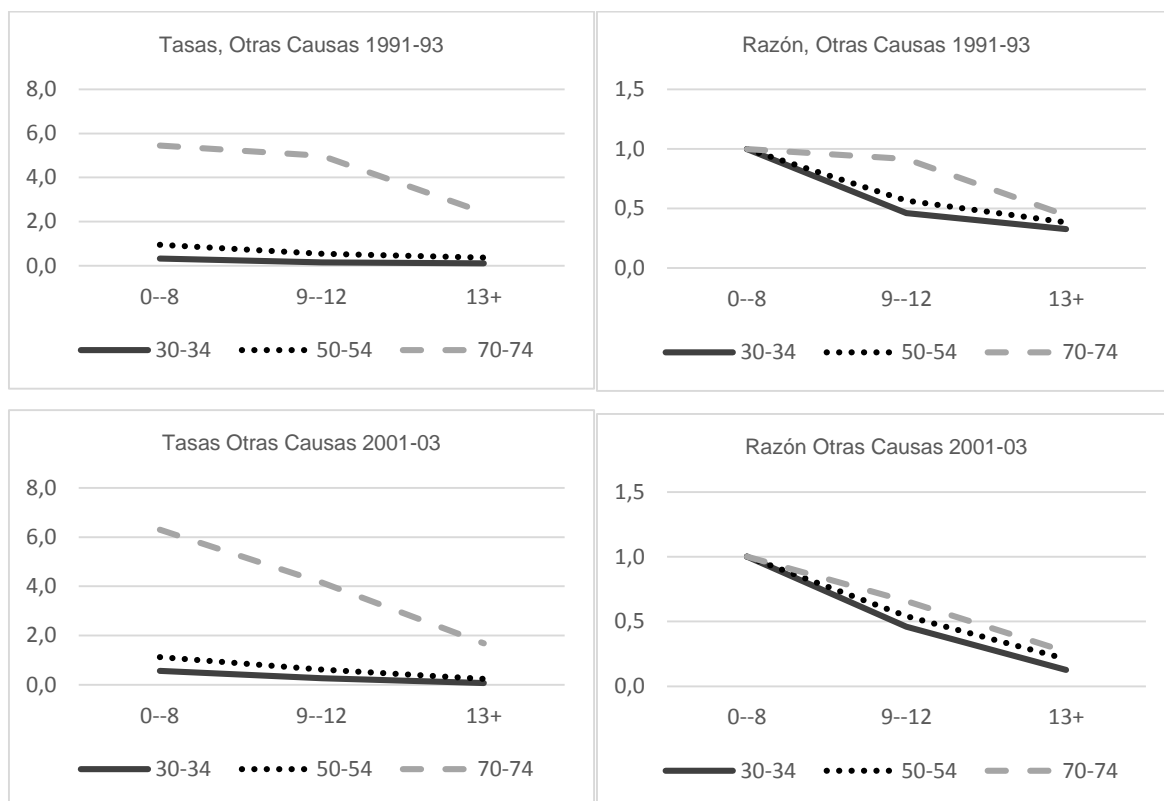
Fuente: INE; Registro de muertes 1991-2003, IPUMS: censo Demográfico 1992 y 2002

La disminución de la mortalidad no fue acompañada por una disminución del diferencial educacional en la mortalidad, muy por el contrario, los gráficos

correspondientes a las razones de las tasas de mortalidad muestran claramente una ampliación del diferencial entre los grupos educacionales extremos y a su vez, sugieren que el mayor diferencial se encuentra entre aquellos que tienen menor educación. Por ejemplo, los hombres entre 30-34 años de edad que tienen 0-8 años de educación presentan tasas de mortalidad por causas externas 7,9 veces mayores en comparación con los hombres más escolarizados en el trienio 2001-03, diferencial que entre los que tienen 50-54 años de edad y 70-74 años disminuye a 5,5 y 4,3 respectivamente.

Por otro lado, en gráfico 10, se puede ver la variación de las tasas de mortalidad y del diferencial educacional en la mortalidad masculina por todas las otras causas de muertes.

Gráfico 10 - Chile, tasas de mortalidad y razones de mortalidad por otras causas. Hombres, 1991-93 y 2001-03.



Fuente: INE; Registro de muertes 1991-2003, IPUMS: censo Demográfico 1992 y 2002

Las tasas de mortalidad presentan un aumento significativo en prácticamente todos los grupos de edad para aquellos hombres menos escolarizados y con 9-12 años de educación. Sin embargo, los hombres con 13 y más años de educación evidenciaron una caída sostenida de la mortalidad por otras causas. Siguiendo con

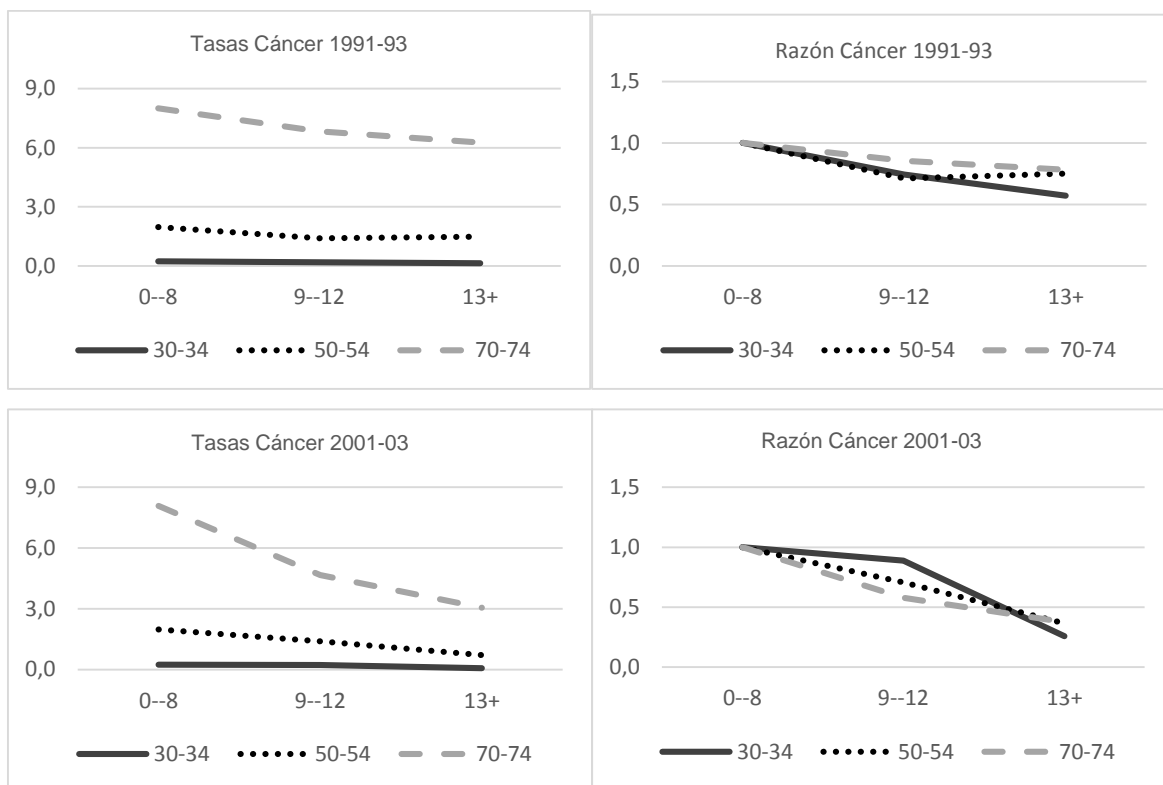
la tendencia descrita en los otros grupos de causas de muerte, la mortalidad por otras causas aumenta con la edad y, el diferencial educacional aumentó en el período de estudio.

La serie de resultados descritos anteriormente dejan de manifiesto la existencia de un claro efecto protector de la educación en la mortalidad masculina, lo cual implica que a mayor educación menor mortalidad en cada uno de los grupos de causas específicas de muertes incluidos en el presente estudio. Otro aspecto relevante a destacar, es que al considerar los grupos de causas de muertes se logra observar en que causas ha disminuido o aumentado la mortalidad según años de escolaridad y, a su vez, permite identificar en que grupos de causas de muertes es donde se ha producido el mayor aumento del diferencial educacional en la mortalidad adulta en Chile.

Los resultados descritos anteriormente dan cuenta de un aumento en las tasas de mortalidad entre un período y otro en el grupo menos escolarizado en prácticamente todos los grupos de causas de muertes considerados, a excepción de las muertes por enfermedades en el sistema circulatorio, sistema respiratorio y causas externas. Por su parte, los hombres con mayor escolaridad evidencian una sostenida disminución de las tasas de mortalidad en todos los grupos de causas de muertes específicas. Finalmente, el diferencial educacional en la mortalidad aumentó en todos los grupos de causas de muertes específicas y, se logra constatar que este va disminuyendo con la edad.

Por otro lado, respecto de la mortalidad de las mujeres según los grupos de causas de muerte específicas, se tiene en primer lugar que la mortalidad por cáncer al igual que en el caso de los hombres, aumenta con la edad. Al observar el primer trienio se tiene que la desventaja del grupo con menor educación en comparación a los otros dos grupos (9-12 años y 13+) es más acentuada en el quinquenio 30-34 años, mientras que la mortalidad en las edades más avanzadas ocurre de manera más homogénea entre los tres grupos educacionales. El gráfico 11 describe esta situación.

Gráfico 11 - Chile, tasas de mortalidad y razones de mortalidad por cáncer. Mujeres, 1991-93 y 2001-03.

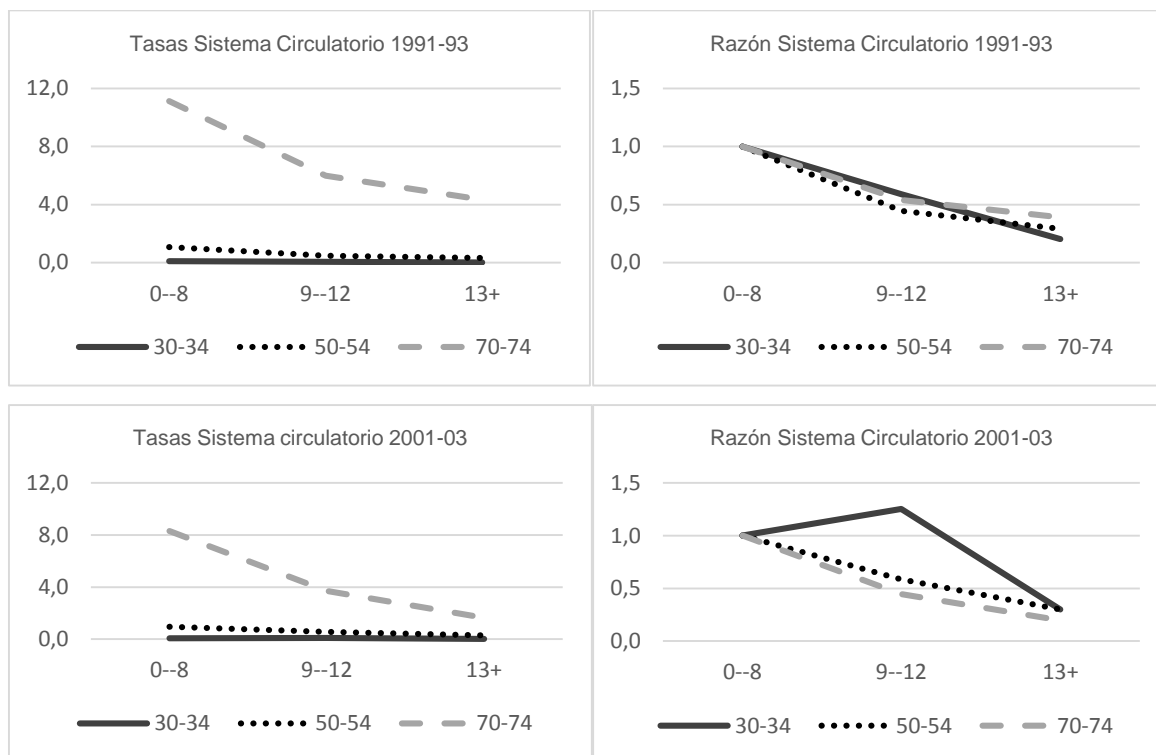


Fuente: INE; Registro de muertes 1991-2003, IPUMS: censo Demográfico 1992 y 2002

En cambio, en el segundo trienio se evidencia un aumento de las tasas de muerte entre las mujeres con menor educación y que tienen una edad sobre los 55 años de edad, en contraste con la reducción sostenida de las tasas de mortalidad entre las mujeres con 9-12 años de educación y aquellas con 13 y más años de educación. Al observar las razones de mortalidad se puede ver que entre aquellas mujeres que tienen 30-34 años de edad, aquellas que tienen 9-12 años de educación tienen una tasa de mortalidad equivalente a 0,89 de la tasa de mortalidad del grupo menos escolarizado. Esto demuestra que entre las mujeres jóvenes con educación básica o intermedia, no existe una gran diferencia respecto a la mortalidad por cáncer. Sin embargo, el grupo de 13 y más años de educación presenta una tasa de mortalidad equivalente a 0,26 de la tasa de mortalidad por cáncer que las mujeres menos escolarizadas. En todos los grupos de edades la tendencia es la misma, las mayores tasas de mortalidad se encuentran entre las menos educadas, existiendo un diferencial de mortalidad que disminuye con la edad más aumenta en el transcurso del tiempo.

El segundo grupo de causas de muertes analizadas corresponde a las enfermedades del sistema circulatorio. En gráfico 12 se puede observar las tasas y las razones de las tasas de mortalidad para ambos períodos.

Gráfico 12 - Chile, tasas de mortalidad y razones de mortalidad por enfermedades en el Sistema Circulatorio. Mujeres, 1991-93 y 2001-03.

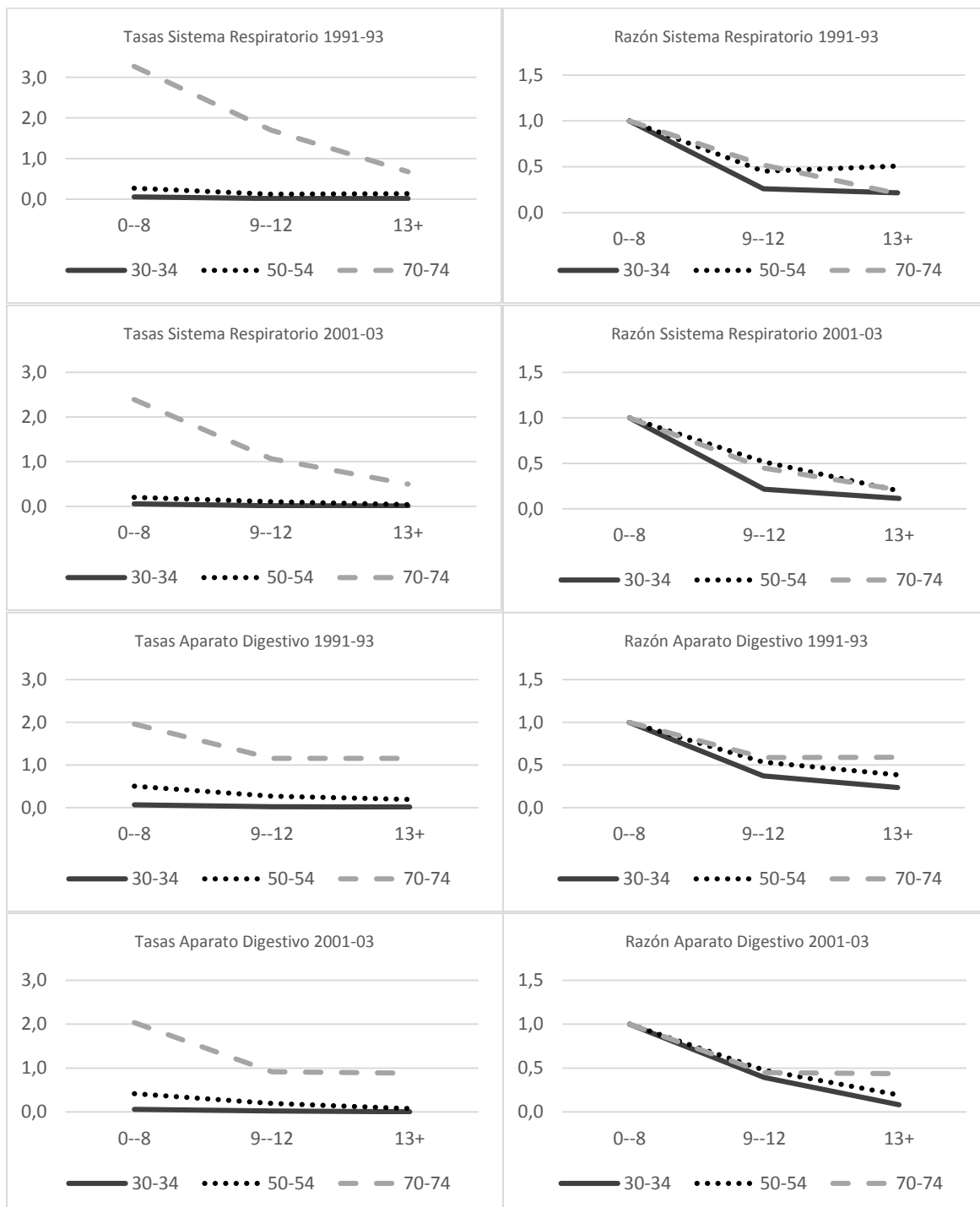


Fuente: INE; Registro de muertes 1991-2003, IPUMS: censo Demográfico 1992 y 2002

Como puede apreciarse, las tasas de mortalidad declinaron en todos los grupos de edad, sin embargo, la mayor disminución ocurrió entre aquellas mujeres que tienen 13 y más años de educación. Esta situación al observar las razones de mortalidad que expresan la desventaja del grupo menos escolarizado da cuenta de la misma tendencia, es decir, a mayor escolaridad menor mortalidad por enfermedades del sistema circulatorio.

Por otro lado, en el gráfico 13, se expone gráficamente la situación de la mortalidad femenina según enfermedades del sistema respiratorio y del aparato digestivo.

Gráfico 13 - Chile, tasas de mortalidad y razones de mortalidad por enfermedades en el Sistema Respiratorio y Aparato Digestivo. Mujeres, 1991-93 y 2001-03.



Fuente: INE; Registro de muertes 1991-2003, IPUMS: censo Demográfico 1992 y 2002

En ambos grupos de causas de muerte las tasas de mortalidad son mayores entre las mujeres de edades más avanzadas y entre quienes tienen menor educación. A su vez, las tasas de mortalidad disminuyeron entre un período y otro, sin embargo el diferencial aumenta en todos los grupos de edad. A su vez, en ambos grupos de

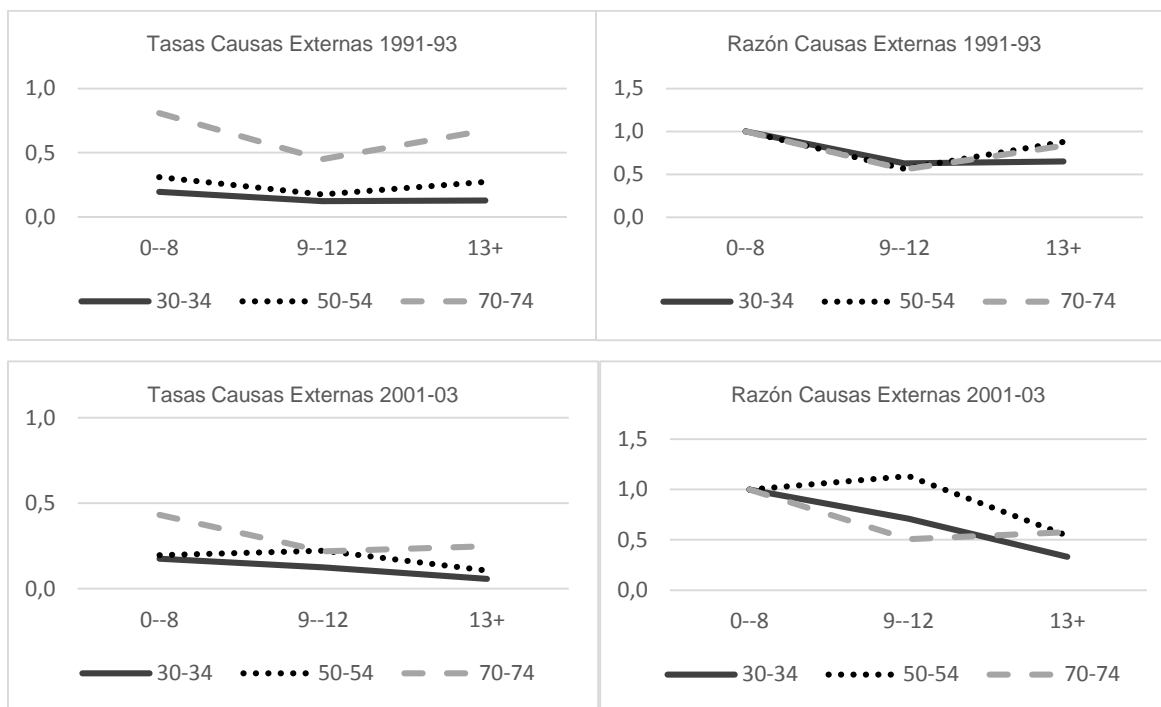
causas de muertes se evidencia una sostenida disminución de las tasas de mortalidad entre las mujeres con 13 y más años de edad.

Respecto de las razones de las tasas mortalidad se tiene por ejemplo que en el caso de la mortalidad por enfermedades del sistema respiratorio las mujeres con mayor educación con 50-54 años de edad en 1991-93 tienen una tasa equivalente a 0,51 respecto de la tasa de mortalidad de las menos escolarizadas, situación que para el trienio 2001-03 es de 0,20. Esto da claras muestras de un aumento del diferencial educacional entre ambos períodos. Por su parte, los hallazgos encontrados respecto de la mortalidad a causa de enfermedades en el aparato digestivo dan cuenta también de una relación inversa entre educación y mortalidad. Por ejemplo, en el trienio 1991-93 las mujeres con 0-8 años de escolaridad entre 30-34 años de edad presentan tasas de mortalidad 4,26 veces más altas que aquellas mujeres con 13 y más años de escolaridad, diferencial que en el trienio 2001-03 aumenta a 12,09. Es decir, las menos escolarizadas con 30-34 años edad presentan tasas de mortalidad por enfermedades en el aparato digestivo 12,09 veces mayores que las más educadas.

Por otra parte, las tasas de mortalidad y razones de las tasas de mortalidad del grupo de muerte por causas externas y del grupo que considera todas las otras causas pueden ser observadas en los gráficos 14 y 15.

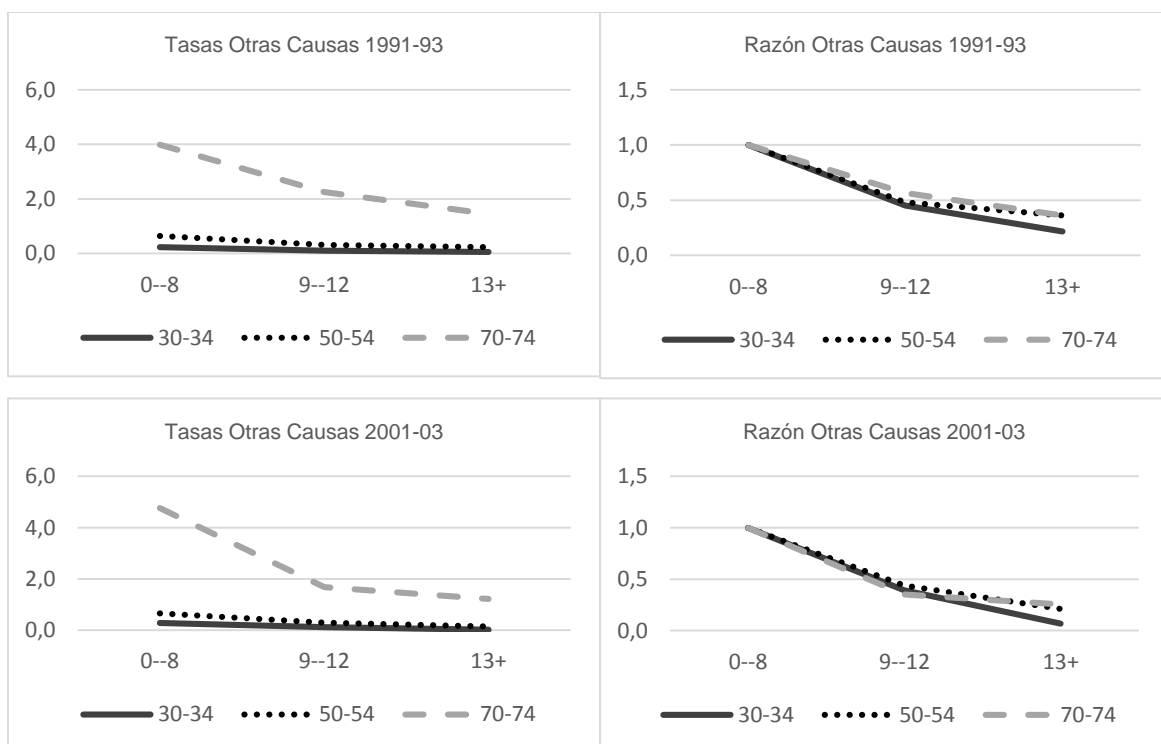
Una de las diferencias entre estos dos grupos de causas de muerte es que las tasas de mortalidad por causas externas disminuyeron entre un período y otro en todos los grupos de edades entre las mujeres menos y más escolarizadas. Sin embargo, entre aquellas con 9-12 años de educación las tasas de mortalidad aumentaron entre un período y otro. Al observar el diferencial o la desventaja del grupo menos escolarizado en comparación a los otros dos grupos educacionales, se tiene que la mayor desventaja es con las mujeres que tienen entre 9-12 años de escolaridad, resultado muy interesante que puede estar sugiriendo que a raíz de que la mayor educación permite obtener mayores ingresos, las mujeres de 13 años y más de educación no tendrían una ventaja acentuada sobre las que tienen menos escolaridad, al menos en el primer trienio. Ya en el segundo punto de tiempo, la situación varía sustancialmente para los quinquenios más jóvenes, más se mantiene para las edades más avanzadas.

Gráfico 14 - Chile, tasas de mortalidad y razones de mortalidad por Causas Externas. Mujeres, 1991-93 y 2001-03.



Fuente: INE; Registro de muertes 1991-2003, IPUMS: censo Demográfico 1992 y 2002

Gráfico 15 - Chile, tasas de mortalidad y razones de mortalidad por Otras Causas. Mujeres, 1991-93 y 2001-03.



Fuente: INE; Registro de muertes 1991-2003, IPUMS: censo Demográfico 1992 y 2002

Finalmente, respecto de la mortalidad femenina por otras causas de muertes, se tiene que las tasas de mortalidad aumentaron entre un período y otro entre aquellas mujeres con 0-8 años de escolaridad y entre aquellas con 9-12 años. Sin embargo, las mujeres que tienen 13 y más años de escolaridad evidenciaron una acentuada disminución de las tasas de mortalidad. Los resultados demuestran la existencia de una relación inversa entre educación y mortalidad por otras causas.

Por otro lado, al observar las razones de las tasas de mortalidad, se tiene que el diferencial educacional ha aumentado entre un período y otro, siendo mayor entre las edades más jóvenes y dando muestras de una evidente disminución del diferencial con el aumento de la edad. Por ejemplo, las mujeres de 30-34 años de edad con 13 y más años de educación en 1991-93 tienen una tasa de mortalidad equivalente de 0,22 a la tasa de mortalidad del grupo menos escolarizado, situación que para el 2001-03 la tasa de mortalidad equivalente alcanza un valor de 0,07.

En resumen, respecto de la mortalidad de las mujeres, los resultados descritos y expuestos anteriormente dan cuenta de la existencia de una relación inversa entre educación y mortalidad en todos los grupos de causas de muertes. A su vez, se observa una disminución de las tasas de mortalidad en todos los grupos de causas de muertes en todos los grupos educacionales entre un período y otro a excepción de la mortalidad por cáncer y por otras causas en las cuales los menos escolarizados presentan un aumento de las tasas de mortalidad en el período de observación. Por su parte, las mujeres que tienen 13 o más años de escolaridad evidenciaron durante el período de estudio una acentuada disminución de las tasas de mortalidad, siendo el grupo que obtuvo los mayores beneficios de la disminución de la mortalidad en Chile.

5 CONCLUSIÓN

Los resultados obtenidos a partir del desarrollo de una serie de testes estadísticos dan cuenta de una relación inversa entre educación y mortalidad, concordando con una amplia gama de estudios desarrollados tanto en países desarrollados como en los países en desarrollo, incluyendo Chile (Preston and Taubman 1994; Elo and Preston 1995; Rogers et al., 2000; Rentería e Turra 2009; Gomes 2011; Rogers et al., 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 estratificación social. El presente estudio permitió verificar la existencia de un efecto protector de la educación o en estricto rigor de la mayor cantidad de años de escolaridad en la mortalidad. De esta forma, la posición socioeconómica dada por años de escolaridad puede ser un indicador útil para la prevención de la mortalidad, permitiendo focalizar las políticas o programas de tal forma que permitan generar una reducción del diferencial que entre 1991 y 2003 evidenció un notable aumento

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 mayor que aquellos con mayor escolaridad, diferencial que se duplica en los 10 años de observación, alcanzando un diferencial de 3,6. Por su parte, las mujeres menos escolarizadas en el trienio 1991-93 presentaron tasas de mortalidad 2,0 veces mayor que aquellas con mayor escolaridad. Diferencial que en el trienio 2001-03 aumentó a 3,6⁴⁹. 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 educacional en la mortalidad es más pronunciado en los hombres en comparación a las mujeres. Este diferencial por sexo en la mortalidad adulta pueden ser atribuidos a factores comportamentales y a su vez, los hallazgos

⁴⁹ Este gradiente es menor al descrito para el caso de Chile por Delgado et al., (2006) dado que la variable escolaridad fue operacionalizada de manera diferente.

parecen dar cuenta de una diferenciación en los retornos por 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 respecto a quienes tienen una educación intermedia (9-12 años) o entre quienes tienen educación intermedia y quienes tienen educación superior (13 o más años). Esto, refuerza la idea de que el gradiente social se distribuye de manera lineal (Adler 1994; Rentería 2010; Hummer and Lariscy 2011; entre otros).

Otro hallazgo del estudio tiene que ver con la variación del diferencial educacional en la mortalidad adulta en Chile según la edad, teniendo que el gradiente es mayor en las edades adultas “más jóvenes”, el cual, disminuye con la edad. Esta tendencia, puede ser atribuida al proceso de selección de la mortalidad, en el sentido de que entre los menos escolarizados fueron “quedando los más fuertes”, lo cual permite que por un proceso de selección la mortalidad presente una convergencia de las tasas de mortalidad en las edades más avanzadas. De esta forma, se tiene que en la población chilena en 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 tan solo varía por edad, sexo y grupo educacional, sino que también se ha evidenciado una ampliación del diferencial en los años más recientes a pesar de observarse una disminución de los niveles de mortalidad. Esta situación deja de manifiesto que los avances o mejoras que se han dado en salud no han sido distribuidos de una forma equitativa entre los distintos grupos sociales. En este sentido, a pesar de que algunos indicadores sociales y económicos colocan a Chile como uno de los países a la vanguardia en América Latina, los hallazgos descritos en este estudio plantean la existencia de un gradiente social en la mortalidad adulta que describe 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 aumenten y las de los más escolarizados disminuyan. Pero, a pesar de las evidencias descritas, surgen dos posibles explicaciones subyacentes que pueden

dar cuenta del aumento del gradiente entre 1991-93 y 2001-03. La primera explicación guarda relación con las limitaciones o posibles inconsistencias que tiene la información, en este sentido, los problemas en los datos podrían estar influyendo en que aumente el diferencial. Otra explicación hace alusión a los cambios en la composición de los grupos de escolaridad en función de otras características que también afectan la mortalidad. Otro punto importante a destacar es el aumento de las tasas de mortalidad (especialmente en el caso de los hombres) entre aquellos que tienen al menos 8 años de escolaridad y, en contraste con ello, las tasas de mortalidad de aquellos con 13 o más años de educación ha presentado una caída acentuada, para ambos sexos. Una posible explicación para el aumento de las tasas de mortalidad entre los menos escolarizados entre un punto de tiempo y el otro, puede ser el efecto cohorte.

Respecto a la mortalidad por grupo de causas específicas de muerte, los resultados dan cuenta de la existencia de un gradiente social, quedando de manifiesto que los grupos con menor educación presentan tasas de mortalidad más altas que aquellos más escolarizados en todos los grupos de causas específicas de mortalidad considerados en el estudio, tanto para hombres como mujeres. A su vez, el diferencial se amplió en cada grupo de causa de muerte entre un punto de tiempo y otro y, en ambos sexos. Este fenómeno desde mi punto de vista puede estar indicando que las personas con una alta escolaridad tienen acceso a sistemas de salud que le permiten prevenir y detectar enfermedades, junto con poder acceder a tratamientos en los momentos o tiempos oportunos, entre otras acciones protectoras de la salud que se ven influenciadas por una mayor educación. De esta forma, se tiene evidencias para concluir que una mayor escolaridad es asociada con menores riesgos de mortalidad dado que la educación contribuye al desarrollo de una serie de recursos que influyen la salud (Hummer and Lariscy, 2011, Rogers et al., 2000, Rogers et al., 2013 entre otros).

En un estudio futuro, surge la necesidad de dar cuenta de los diferenciales socioeconómicos de mortalidad por causas específicas de muerte, desagrupando o descomponiendo los principales grupos de causas de muerte utilizados en esta investigación, de tal modo, de poder observar el peso relativo de cada enfermedad y la contribución de cada una de ellas a la existencia de diferenciales

socioeconómicos sobre la mortalidad, de tal forma de identificar cual o cuales causas específicas de mortalidad contribuyen mayormente a la existencia de diferenciales por educación en la mortalidad.

El presente trabajo es una aproximación de manera directa -a través de un estudio transversal- al estudio del diferencial educacional en la mortalidad adulta en Chile, considerando la cobertura del sistema de registro de muertes y la calidad de la información referente a sexo, edad y causas de muertes en el registro. Sin embargo, pese a ello, los hallazgos descritos pueden estar afectados a posibles problemas o inconsistencias en los datos. En este sentido, la primera inconsistencia a la cual pueden estar afectados los datos corresponde a la clasificación de la educación por generación o cohorte. Esto, dado que el sistema educativo chileno ha sufrido varias mudanzas a lo largo del tiempo, las cuales, no ha sido posible incorporar en el análisis del presente estudio.

Una segunda inconsistencia que puede afectar los datos es la clasificación y declaración de la educación. Es decir, pese a que en la literatura se describe que la información de educación proveniente de los registros de defunción suele ser de buena calidad (Hummer et al., 2011) una limitación del estudio radica precisamente en el hecho de que la información socioeconómica (años de escolaridad) que se tiene de las personas fallecidas corresponde a la proveniente del certificado de defunción que es informada por los familiares directos del difunto, teniendo que en este caso, la información presenta una tendencia de inclinación y preferencia por ciertos dígitos por años y nivel de estudios, lo cual puede estar sesgando los resultados.

Al desarrollar las estimativas de manera directa, se debe tener presente que necesariamente los hallazgos tienen un grado de sesgo numerado/ denominador, por lo cual, no se puede garantizar la consistencia de la información socioeconómica entregada en el presente estudio, situación que plantea desde mi punto de vista, la necesidad de desarrollar estudios del tipo longitudinal, de tal modo de poder contar con información socioeconómica que permita garantizar la consistencia de los resultados.

Una tercera –posible- inconsistencia en la información hace referencia a los errores de clasificación de las causas de muertes, dado que se utiliza información proveniente de dos puntos del tiempo diferentes en los cuales la clasificación de la mortalidad fue realizada en base a dos CIE diferentes (CIE IX y CIE X). En este sentido, a pesar de la descripción de un gradiente social en la mortalidad adulta en Chile para ambos sexos, tanto para la mortalidad total así como para los grupos de causas de muertes incluidos en el estudio, los resultados encontrados deben ser tomados con precaución, dado que debe considerarse las limitaciones existentes en la información socioeconómica proveniente del registro de muertes.

Por último, quisiera señalar que si bien en el presente estudio se logra dar cuenta de la existencia de un gradiente educacional en la mortalidad adulta para ambos sexos, en los diferentes grupos de edad, se sugiere que estudios futuros que procuren dar cuenta del diferencial educacional en la mortalidad adulta, debieran considerar 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 que estudios futuros incorporen variables que logren dar cuenta de las mudanzas durante el ciclo de vida de los sujetos y, también poder incluir variables que reflejen el contexto social de los individuos, con el objetivo de observar el efecto que tiene lo social y lo cultural sobre la mortalidad adulta. Es decir, en estudios futuros se sugiere la inclusión de otras variables y relaciones (por ejemplo, la asociación entre educación y mercado de trabajo, educación y factores de riesgo, etc.) que permitan ampliar el conocimiento acerca de los caminos a través de los cuales la educación afecta la mortalidad.

REFERENCIA BIBLIOGRAFICA

ADLER, N. E., et al., (1994). Socioeconomic status and health: the challenge of the gradient. **American Psychologist**, Washington, v. 49, n. 1, Pp. 15-24,

AGUIRRE, A. (1997), "Mortalidad materna en México: medición a partir de estadísticas vitales", **Estudios demográficos y urbanos**, vol. 12, No 1-2 (34-35)

AHACIC, KOZMA; TRYGGED, SVEN; KÅREHOLT, INGEMAR (2012). **Income and Education as Predictors of Stroke Mortality after the Survival of a First Stroke**. En: <http://www.hindawi.com/journals/srt/2012/983145/>

ARROYAVE, IVAN, DORIS CARDONA, ALEX BURDORF, MAURICIO AVENDANO (2013). The Impact of Increasing Health Insurance Coverage on disparities in Mortality: Health Care Reform in Colombia, 1998–2007. **American Journal of Public Health**, Vol. 103, N°. 3

BACKLUND E, SORLIE PD, JOHNSON NJ. A comparison of the relationships of education and income with mortality: the National Longitudinal Mortality Study. **Soc Sci Med** 1999 November; 49(10):1373-84.

BEHM, HUGO (2011). Determinantes económicos y sociales de la mortalidad en América Latina. **Salud Colectiva**, Buenos Aires, 7(2): pp. 231-253,

BEHM, HUGO; ROSERO, LUIS (1977). Mortalidad en los primeros años de vida en países de América Latina. **Centro Latino Americano de Demografía; CELADE**; 1976-1978. Serie A, No. 1024-1032, 1036-1039).

BELON, ANA PAULA; MARILISA BARROS; LETÍCIA MARÍN-LEÓN (2012). Mortality among adults: gender and socioeconomic differences in a Brazilian city. **BMC Public Health** 2012.12:39

BICEGO, GEORGE; BOERMA, TIES (1990). **Maternal education, use of health Services and child survival**: an analysis of data from the Bolivia DHS Survey. In: <http://www.measuredhs.com/pubs/pdf/WP1/WPpdf>

BOLLEN, KENNETH; GLANVILLE, JENNIFER; STECKLOV, GUY. (2001). Socioeconomic status and class in studies of fertility and health in developing countries. **Annual Review of Sociology** 27:153–185

BORRELL, C., REGIDOR, E., ARIAS, L.C., NAVARRO, P., PUIGPINOS, R., DOMINGUEZ, V. & PLASENCIA, A. (1999). Inequalities in mortality according to educational level in two large Southern European cities. **Int J Epidemiol**, 28, 58-63

BORRELL, C.; PLASENCIA, A.; HUISMAN, M.; COSTA, G.; KUNST, A.; ANDERSEN, O.; BOPP, M.; BORGAN, J-K.; DEBOOSERE, P; GLICKMAN, M.; GADEYNE, S.; MINDER, C.; REGIDOR, E.; SPADEA, T.; VALKONEN, T.; MACKENBACH, JOHAN (2005). Education level inequalities and transportation injury mortality in the middle aged and elderly in European settings.

BRAVEMAN, PAULA; CUBBIN, CATHERINE; EGERTER, SUSAN; CHIDEYA, SEKAI; MARCHI, KRISTEN; METZLER, MARILYN; POSNER, SAMUEL (2005). Socioeconomic Status in Health Research. One Size Does Not Fit All. **American Medical Association**. JAMA, Vol 294. N° 22. December 14, 2005.

BRUNNER, JOSÉ JOAQUÍN; Elacqua, G.; González, S.; Montoya, A.; Salazar, F. 2007). **Calidad de la educación. Claves del debate**. La Organización de los sistemas escolares en el mundo moderno. Santiago, RIL Editores. Universidad Adolfo Ibáñez-

- Caldwell. J. (1979) Education as a factor in mortality decline: an examination of Nigerian data, *Population Studies*, pp. 395-413
- CARVALO JA, WOOD CH. (1978). Mortality, income distribution and rural-urban residence in Brazil. **Population and Development Review** 1978; 4: 405-420.
- CARVALHO JAM, WOOD CH. (1977) Renda e concentração da mortalidade no Brasil. **Estudos Econômicos**. Vol. 7(1): pp.107-130.
- CEPAL. **La mortalidad en América Latina: una trayectoria auspiciosa pero heterogénea**. Observatório Demográfico N° 4. En: <http://www.cepal.org/publicaciones/xml/5/33265/OD-4-mortalidadenAL.pdf>
- CERQUEIRA, C. A.; PAES, N. A. (2000). Investigação sobre a mortalidade por causas violentas e suas associações com indicadores socioeconômicos em capitais brasileiras. In: **ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS**, 12. 2000, Caxambu. In: Anais... Campinas: ABEP, 2000. p. 1-17.
- CHO, HONG-JUN; YOUNG-HO KHANG; SEUNGMI YANG; SAM HARPER; JOHN W LYNCH. (2007). Socioeconomic differentials in cause-specific mortality among South Korean adolescents. **Int. J. Epidemiol.** (2007) 36 (1): 50-57
- CHOI, J-M; YOON, T-Y (2002). Relation of occupational class and education with mortality in Korea. M Son, B Armstrong, **J Epidemiol Community Health** 2002; 56: pp.798–799
- CORRAL, FABIÁN; CUEVA, PATRICIA; YÉPEZ, JOSÉ; MONTES, ELIZABETH (1996). La baja escolaridad como factor de riesgo en el cáncer de cuello de útero. **Bol Oficina Sanit Panam** 121 (6). Pp. 511-517
- CRIMMINS EM. 2004. Trends in the Health of the Elderly. **Annual Review of Public Health** 25:79-98.
- CRIMMINS, EILEEN; SAITO, YASUHIKO (2001). Trends in healthy life expectancy in the United States, 1970-1990; Gender, racial, and educational differences. **Social Science & Medicine**. 52. Pp. 1629-1641
- CRIMMINS, E. M. (2005). Socioeconomic differentials in mortality and health at the older ages. *Genus* LXI (1), 163 – 178.
- CUTLER, D. M.; LLERAS-MUNEY, A. (2006). Education and health: evaluating theories and evidence. [S. I.]: NBER WORKING PAPER SERIES. **National Bureau of Economic Research**, En: <http://www.nber.org/papers/w12352>
- CUTLER, DAVID. LANGE, FABIAN; MEARA, ELLEN; RICHARDS, SETH; RUHN, CHRISTOPHER (2010). Explaining the Rise in Educational Gradients in Mortality. **NBER Working Paper** No. 15678. IN: <http://www.nber.org/papers/w15678>
- DACHS, J. NORBERTO (2002). **Determinantes das desigualdades na auto-avaliação do estado de saúde no Brasil: análise dos dados da PNAD/1998**. In: <http://www.scielosp.org/pdf/csc/v7n4/14596.pdf>
- DALY, MARY; DUNCAN, GREG; LINCH, JOHN (1998). Macro-to-Micro links in the relation between income inequality and mortality. **The Milbank Quartely**, Vol. 76, N° 3.
- DE WALQUE, DAMIEN.; FILMER, DEON. (2011) **Trends and Socioeconomic Gradients in Adult Mortality around the Developing World**. In: <http://elibrary.worldbank.org/content/workingpaper/10.1596/1813-9450-5716>
- DEATON, AGUST.; PAXSON, CHRISTINA. (1999). **Mortality, education, income and inequality among American cohorts**. In: http://www.princeton.edu/rpds/papers/pdfs/deaton_paxson_mortality_cohorts.pdf

DENNEY, JUSTIN T.; ROGERS, RICHARD G.; HUMMER, ROBERT A.; PAMPEL, FRED C. (2010). Education inequality in mortality: The age and gender specific mediating effects of cigarette smoking. **Soc Sci Res.** 2010 July 1; 39(4): 662–673.

DIVISIÓN DE PLANIFICACIÓN SANITARIA. SUBSECRETARÍA DE SALUD PÚBLICA. Ministerio de Salud. **Evaluación a mitad de período. Objetivo III Disminuir las Desigualdades en Salud** (2006). Autores; Iris Delgado. Liliana Jadue. In: http://epi.minsal.cl/epi/html/sdesalud/OS/EvOS_III.pdf

DONOSO, ENRIQUE (2004). Desigualdad en mortalidad perinatal entre las comunas de la provincia de Santiago. **Rev. Chil. Obstet. Ginecol.** Vol. 69(2) pp. 112-117.

DUEK, CECILIA.; INDA, GRACIELA. (2006). La teoría de la estratificación social de Weber: un análisis crítico. **Revista Austral de Ciencias Sociales** 11. Pp. 05-24.

DUNCAN, GREG; DALY, MARCY; MCDONOUGH, PEGGY; WILLIAMS, DAVID (2002). Optimal indicators of socioeconomic Status for health research. **American Journal of Public Health.** July 2002, Vol. 92, N° 7.

ELO, I. T.; PRESTON, S. H. (1996). Educational differentials in mortality: United States, 1979-85. **Social Science and Medicine**, Oxford, v. 42, p. 47-57, Jan. 1996.

ELO, IRMA; DREVENSTEDT, GREG L. (2002). Educational differences in causes Specific Mortality in the United States. In Books; **Yearbook of Population Research in Finland 2002**, Vol. 38. Pp, 37-54

ELO, IRMA; MARTIKAINEN, PEKKA; SMITH, KRISTEN (2006). Socioeconomic differentials in mortality in Finland and the United States: The role of education and income. **European Journal of Population-Revue Europeenne De Demographie** 22(2):179-203

ERKMAN, C. S. & GURLAND, B. J., (1998). The relationship among income, other socioeconomic indicators, and functional level in older persons. **Journal of Aging and Health**, 10:81-98.

EZENDAM NP, STIRBU I, LEINSALU M, LUNDBERG O, KALEDIENE R, WOJTYNIAK B, MARTIKAINEN P, MACKENBACH J, KUNST A. (2008). Educational inequalities in cancer mortality differ greatly between countries around the Baltic Sea. **European Journal of Cancer**, VOL 44, N° 3. Pp. 454-464

FELDMAN, J. J. et al., (1989). National trends in educational differentials in mortality. **American Journal of Epidemiology**, Baltimore, v.129, n. 5, p.919-933, May 1989.

FLORES, M.; CERDAL, J. (2010). Evolución de la Desigualdad en la Mortalidad Infantil. **Rev. chil. pediatr.** v.81 n.3 Santiago, Pp. 215-220.

FOX, JOHN. (1984) Design Problems and data collection strategies in studies of mortality differentials: developed countries. In Jacques Vallin; John H Pollard; Larry Heligman; (1984). **Methodologies for the collection and analysis of mortality data.** Ordina Editors

FRENZ, PATRICIA; GONZÁLEZ, CLAUDIA (2010). Aplicación de una aproximación metodológica simple para el análisis de las desigualdades. El caso de la mortalidad infantil en Chile. **Rev Med Chile** 2010; 138: 1157-1164.

GAKIDOU, EMMANUELA; COWLING, KRYCIA; LOZANO, RAFAEL; MURRAY, CHRISTOPHER J. L. (2010). Increased educational attainment and its effect on child mortality in 175 countries between 1970 and 2009: a systematic analysis. **Lancet**, Vol 376. Pp. 959-974

GALLEGUILLOS, SYLVIA; SIERRALTA, MARÍA I. (1989). Determinantes de la mortalidad de la población en Chile. **Estudios de Economía**, Vol 16, N° 2, 1989.

GARTNER, ANDREA; FAREWELL, DANIEL; ROACH, PAUL; DUNSTAN, FRANK (2011). Rural/Urban mortality differences in England and Wales and the effect of deprivation adjustment. **Social Science & Medicine.** N° 72. Pp. 1685-1694

GATTINI, C.; SANDERSON, C.; CASTILLO-SALGADO, C. (2002). Variación de los indicadores de mortalidad evitable entre comunas chilenas como aproximación a las desigualdades de salud. **Rev Panam Salud Publica/Pan Am J Public Health** 12(6), 2002

GOLDMAN, NOREEN (2001). **Social Inequalities in Health: Disentangling the Underlying Mechanisms**. En: [http://www.rand.org/content/dam/rand/www/external/labor/aging/rsi/ Goldman-socineq.rand-aging.pdf](http://www.rand.org/content/dam/rand/www/external/labor/aging/rsi/Goldman-socineq.rand-aging.pdf)

GOMES, MARÍLIA MIRANDA FORTE (2011). **Passado e presente: uma análise dos determinantes da mortalidade entre idosos com base nos dados da SABE 2000-2006**. Teses (Doutorado em demografia) Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar), Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, Brasil.

GONZÁLEZ, ROGELIO; HARRIS, J.; KAE, J.; MERALDI, M.; BUSTREO, F.; BETRAN, A. (2009). Tackling Health Inequities in Chile: Maternal, Newborn, Infant, and Child Mortality between 1990 and 2004. **Am J Public Health**. 2009; 99: pp.1220-1226.

GROOT, WIN; MAASSEN VAN DEN BRINK, HENRIETE (2005). **The health effects of education**. ELSEVIER Economic of Education Review N° 26. Pp. 186-200. En; <http://research.utep.edu/Portals/1565/education%20and%20health.pdf>

GROSSMAN, MICHAEL (1976). **The Correlation between Health and Schooling**. <http://www.nber.org/chapters/c3962.pdf>

HERTEL-FERNANDEZ, ALEXANDER WARREN; GIUSTI, ALEJANDRO ESTEBAN; SOTELO, JUAN MANUEL (2007). The Chilean infant mortality decline: improvement for whom? Socioeconomic and geographic inequalities in infant mortality, 1990–2005. **Bulletin of the World Health Organization** | October 2007, 85 (10)

HOFFMAN, RASMUS (2005). Do socioeconomic mortality differences decrease with rising age? **Demographic Research**, Vol. 13, N. 2, Pp. 35-62, Aug. 2005.

HOFFMANN, RASMUS (2011). Socioeconomic inequalities in old-age mortality: A comparison of Denmark and the USA. **Social Science & Medicine**, 72:12, 1986-1992.

HOLLSTEIN D, VEGA J, CARVAJAL Y (1998). Desigualdades sociales y salud (1998). Nivel socioeconómico y mortalidad infantil en Chile, 1985-1995. **Rev Méd Chile** 1998; 126: 333-40

HOUSE, JAMES S., RONALD C. KESSLER, A. REGULA HERZOG, RICHARD P. MERO, ANN M. KINNEY, AND MARTHA J. BRESLOW (1990). Age, Socioeconomic Status, and Health. **The Milbank Quarterly** Vol. 68. Pp. 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., AND MACKENBACH, J. P. (2005). Educational inequalities in cause-specific mortality in middle-aged and older men and women in eight western European populations. **Lancet**, London, v. 365, n. 9458, p. 493-500, Feb. 2005.

HUMMER, ET AL.,. (2000) Adult mortality differentials among Hispanic subgroups and non-Hispanic whites. **Social Science Quarterly**, Volume 81 number 1.

HUMMER, R.A. AND JOSEPH LARISCY (2011). Educational Attainment and Adult Mortality. In **International Handbook of Adult Mortality**, edited by R. G. Rogers and E. Crimmins. New York: Springer

HUMMER, ROBERT; HERNANDEZ, ELAINE (2013). The effect of educational attainment on adult mortality in the United States. **Population Bulletin** Vol 68, N° 1.

HURT, L. S.; C. RONSMANS; S. SAHA (2004). Effects of education and other socioeconomic factors on middle age mortality in rural Bangladesh. **J Epidemiol Community Health** 2004; 58: pp. 315–320.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA. **Estadísticas Vitales**, Informe Anual 2007

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA. **Estadísticas Vitales**, Informe Anual 2010

ISHITANI, LENICE HARUMI; GLAURA DA CONCEIÇÃO FRANCO; IGNEZ HELENA OLIVA PERPÉTUO; ELISABETH FRANÇA (2006). **Desigualdade social e mortalidade precoce por doenças cardiovasculares no Brasil**. In: <http://www.scielo.br/pdf/rsp/v40n4/19.pdf>

JAMAL, AHMEDIN; THUN, MICHAEL; WARD, ELIZABETH; HENLEY, JANE; COKKINIDES, VILMA; MURRAY, TAYLOR (2001). Mortality from leading causes by education and race in the United States, 2001. **American Journal of Preventive Medicine**. Volume 34, N° 1.

JUNG-CHOI, KYUNGHEE; KHANG, YOUNG-HO; CHO, HONG-JUN (2011). **Changes in Contribution of Causes of Death to Socioeconomic Mortality Inequalities in Korean Adults**. En: <http://synapse.koreamed.org/Synapse/Data/PDFData/0056JPMPH/jpmph-44-249.pdf>

KAPLAN GA, PAMUK ER, LYNCH JW, COHEN RD, BALFOUR JL. (1996) Inequality in income and mortality in the United States: analysis of mortality and potential pathways. **BMJ**. 1996 Apr 20;312(7037):999-1003.

KAPLAN, GA; KEIL, JULIAN (1993). **Socioeconomic factor and cardiovascular disease; A review of the Literature**. In: <http://deepblue.lib.umich.edu/bitstream/handle/2027.42/55356/Kaplan%20GA,%20Socioeconomic%20Factors,%201993.pdf?sequence=1>

KAWACHI, ICHIRO; KENNEDY, BRUCE; LOCHNER, KIMBERLY; PROTHROW-STITH, DEBORAH (1997). Social Capital, Income Inequality, and Mortality. **American Journal of Public Health**. Vol 87, N° 9. Pp. 1491-1498.

KHANG; YOUNG-HO; JOHN W. LYNCH; GEORGE A. KAPLAN (2004). Health inequalities in Korea: age- and sex-specific educational differences in the 10 leading causes of death.. **International Journal of Epidemiology** 2004; 33: pp. 299–308

KINSEY, T.; JEMAL, A.; LIFF, J.; WARD, E.; THUN, M. (2008). Secular trends in mortality from common cancers in the United States by educational attainment, 1991-2001. **Journal of the National Cancer Institute**, 100(14) pp. 1003-1012.

KITAGAWA, E.M. AND HAUSER, P.M. (1973) **Differential Mortality in the United States: A Study in Socioeconomic Epidemiology**. Harvard University Press.

KOCH, ELARD 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. Institute Melissa, Chile. 2012. **PLoS ONE** 7(5): e36613. doi:10.1371/journal.pone.003661

KOCH, ELARD; ROMERO, TOMÁS; MANRÍQUEZ, LEOPOLDO; PAREDES, MARIO; ORTÚZAR; ESTEBAN; TAYLOR, ALAN; ROMÁN, CAROLINNE; KIRSCHBAUM, AÍDA; DÍAZ, CARLOS (2007). Desigualdad educacional y socioeconómica como determinante de mortalidad en Chile: análisis de sobrevida en la cohorte del proyecto San Francisco. **Rev Méd Chile** 2007; 135: 1370-1379

KOHLER, I.; MARTIKAINEN, P.; SMITH, K.; ELO, I. (2008) Educational differences in all-cause mortality by marital status – Evidence from Bulgaria, Finland and the United States. **Demographic Research**, Vol. 19, Art. 60. Pp. 2011-2042.

KONDO, N., SEMBAJWE, G., KAWACHI, I., VAN DAM, R., SUBRAMANIAN, S., & YAMAGATA, Z. (2009). Income inequality, mortality, and self-rated health: meta-analysis of multilevel studies **BMJ**, 339

KOSKINEN, S.; MARTELIN, TUIJA. (1994) Why are socioeconomic mortality differences smaller among women than among men?. **Soc. Sci. Med.** Vol. 38, N° 10. Pp. 1385-1396

KRAMAROW, ELLEN A.; WEN SHAN YANG (1997). **Educational Differentials in Mortality: An Examination of Taiwanese Data**. Elderly in Asia Research Report Series. In: <http://www.psc.isr.umich.edu/pubs/pdf/ea97-40.pdf>

- KRAVDAL, ØYSTEIN (2000). Social inequalities in cancer survival. **Population Studies** 54, Pp. 1-18
- KRAVDAL, ØYSTEIN (2009). **Mortality effects of average education: a multilevel study of small neighbourhoods in rural and urban areas in Norway.** En; <http://www.equityhealthj.com/content/pdf/1475-9276-8-41.pdf>
- KRIEGER, N.; WILLIAMS, D.R.; MOSS, N.E. (1997) MEASURING SOCIAL CLASS IN US PUBLIC HEALTH RESEARCH: Concepts, Methodologies, and Guidelines. **Annual Review of Public Health**, Palo Alto, v. 18, p. 341–7, May. 1997
- KUNST, ANTON AND MACKENBACH, JOHAN (1994). The size of mortality differences associates with education level in nine industrialized countries. **American Journal of Public Health**, Washington, v. 84, n. 6, p.932-937, Apr. 1994.
- KUNST, ANTON; DEL RIOS, MARINA; GROENHOF, FEIKJE; MACKENBACH, JOHAN (1998). **Socioeconomic Inequalities in Stroke Mortality Among Middle-Aged Men: An International Overview.** In: <http://stroke.ahajournals.org/content/29/11/2285>
- LAHELMA, EERO, AND VALKONEN, TAPANI (1990). Health and social inequities in Finland and Elsewhere. **Soc. Sci. Med.** Vol. 31, N° 3. Pp. 257-265
- LANSKY, SÔNIA; FRANÇA, ELISABETH; KAWACHI, Ichiro (2007). Social Inequalities in Perinatal Mortality in Belo Horizonte, Brazil: The Role of Hospital Care. **Am J Public Health**. 2007 May; 97(5): 867–873.
- LAUDERDALE, DIANE S. (2001). Education and Survival: Birth Cohort, Period, and Age Effects. **Demography**, Volume 38, Number 4, November 2001, pp. 551-561
- LEE WY, KHANG YH, NOH M, RYU JI, SON M, HONG YP. Trends in educational differentials in suicide mortality between 1993-2006 in Korea. **Yonsei Med J** 2009; 50(4): 482-492
- LENTHE, F.J. VAN; BORREL, L.N.; COSTA, G.; DIEZ ROUX, A.V.; KAUPPINEN, T.M.; MARINACCI, C.; MARTIKAINEN, P.; REGIDOR, ENRIQUE; STAFFORD, M.; VALKONEN, T. (2005). Neighbourhood unemployment and all-cause mortality; a comparison of six countries. *J. Epidemiol.* **Community Health**. 2009; 59. Pp. 231-237
- LEYLAND, A.; DUNDAS, R.; MCLOONE, P.; BODDY, A. (2007). Cause-specific inequalities in mortality in Scotland: two decades of change. A population-based study. **BMC Public Health** 7:172. En: <http://www.biomedcentral.com/content/pdf/1471-2458-7-172.pdf>
- LIANG, JERSEY; BENNETT, JOAN M.; KRAUSE, NEAL, KOBAYASHI, ERIKA; KIM, HYEKYUNG; WINCHESTER BROWN, HIROKO AKIYAMA, HIDEHIRO SUGISAWA; ARVIND JAIN (2002). Old Age Mortality in Japan: Does the Socioeconomic Gradient Interact With Gender and Age? **Journal of Gerontology: The Gerontological Society of America** 2002, Vol. 57B, No. 5, pp. 294–307
- LIANG, JERSEY; BENNETT, JOAN M.; SUGISAWA, HIDEHIRO; KOBAYASHI, ERIKA; FUKAYA, TARO (2003). Gender differences in old age mortality. Roles of health behavior and baseline health status. **Journal of Clinical Epidemiology** 56 (2003) 572–582
- LIANG, JERSEY; JOHN F. MCCARTHY, ARVIND JAIN, NEAL KRAUSE, JOAN M. BENNETT, AND SHENGZU GU. (2000). Socioeconomic Gradient in Old Age Mortality in Wuhan, China. **Journal of Gerontology, Psychological Sciences, and Social Sciences**, Washington, Vol.55, n.4, Pp. 222-33.
- LIBERATOS, P.; LINK, B.; KELSEY, J. (1988). The measurement of social class in epidemiology. **Epidemiologic Reviews** Vol. 10: pp. 87-121.
- LLERAS-MUNEY, A. (2004). The relationship between education and adult mortality in the United States. **Review of Economic Studies**, Oxford, Vol. 72, n. 250, Pp. 189–221
- LOBMAYER, PETER; WILKINSON, RICHARD (2000). Income, inequality and mortality in 14 developed countries. **Sociology of Health & Illness**. Vol. 22, N° 4. Pp. 401-414

LOCHNER, KIM; PAMUK, ELSIE; MAKUC, DIANE; KENNEDY, BRUCE; KAWACHI, ICHIRO. (2001) State-Level income inequality and individual mortality risk: A prospective, multilevel study. **American Journal of Public Health**, Vol. 91, N° 3, Pp. 385-391.

LÓPEZ, JOSÉ FRANCISCO, Et al.,. Desigualdad en Cáncer de próstata en Chile 1990-2005. **Revista Chilena de Urología**, Vol. 75 N° 1 año 2010.

LOTUFO, PAULO A. (2010). **Social Inequalities and the Decline of Stroke Mortality in the City of Sao Paulo, Brazil**. International Stroke Conference / American Heart Association. San Antonio, Texas. Available at: http://works.bepress.com/paulo_lotufo/22

LYNCH, JOHN, SMITH GD.; KAPLAN, G.; HOUSE, JS. (2000). Income Inequality and Mortality: Importance to Health of Individual Income, Psychosocial Environment, or Material Conditions, **British Medical Journal** 320 (29 April): 1200-04

LYNCH, JW.; KAPLAN, GA. (2000). **Socioeconomic Factors**. In: Berkman LF and Kawachi I. (eds.) *Social Epidemiology*, Pp. 13-35- New York: Oxford University Press.

MACKENBACH JP.; KUNST AE.; GROENHOF, F. ET AL., (1999). Socioeconomic inequalities in mortality among women and among men: an international study. **Am J Public Health**. 1999; 89(12):1800–1806

MACKENBACH, J. P.; KUNST, A. E. (1997). Measuring the magnitude of socio-economic inequalities in health: an overview of available measures illustrated with two examples from Europe. **Social Science and Medicine**, Oxford, v. 44, n. 6, p.757-71, Mar. 1997.

MACKENBACH, JOHAN P.; BOS, VIVIAN; ANDERSEN, OTTO; CARDANO, MARIO; COSTA, GIUSEPPE; HARDING, SEEROMANIA; REID, ALISON; HEMSTRÖM, ÖRJAN; VALKONEN, TAPANI; KUNST, ANTON (2003). Widening socioeconomic inequalities in mortality in six Western European countries. **International Journal of Epidemiology**. 32: pp. 830–837

MACKENBACH, JOHAN. (2006). **Health Inequalities: Europe in Profile**. In: http://ec.europa.eu/health/ph_determinants/socio_economics/documents/ev_060302_rd06_en.pdf

MACKENBACH, JOHAN; HUISMAN, MARTIJN; ANDERSEN, OTTO, BOPP, MATTHIAS; BORGAND, JENS-KRISTIAN, BORRELL, CARME; MINDER, CHRISTOPH; COSTA, GIUSEPPE; DEBOOSERE PATRICK; DONKIN, ANGELA; GADEYNE, SYLVIE; REGIDOR, ENRIQUE; SPADEA, TERESA, VALKONEN, TAPANI; KUNST, ANTON. (2004). Inequalities in lung cancer mortality by the educational level in 10 European populations. **European Journal of Cancer** N° 40 Pp.126–135

MACKENBACH, JP.; KUNST, A.E.; CAVELAARS, A.E.; GEURTS, JJ. (1997). Socioeconomic inequalities in morbidity and mortality in western Europe. The EU Working Group on Socioeconomic Inequalities in Health. **Lancet**, Jun 7;349. PP. 1655-1659

MACKENBACH JP, HUISMAN M, ANDERSEN O. ET AL., (2004). Inequalities in lung cancer mortality by the educational level in 10 European populations. **Eur J Cancer**. 2004;40(1):126–135

MADSEN, MIA; NYBO ANDERSEN, A.; CHRISTENSEN, K.; ANDERSEN, PK. (2010). **Does Educational Status Impact Adult Mortality in Denmark? A Twin Approach**. American Journal of Epidemiology. En: <http://aje.oxfordjournals.org/content/early/2010/06/07/aje.kwq072.full.pdf+html>

MARKS, GARY. (1999). **The measurement of socioeconomic status and social class in the LSAY project**. Project Technical Paper No. 14" LSAY Technical Reports. http://research.acer.edu.au/lsey_technical/28

MARX, KARL (1970). **Contribución a la crítica de la economía política**. Buenos Aires: Ediciones Estudio.

MARMOT MG, SHIPLEY MJ. (1996). Do socioeconomic differences in mortality persist after retirement? 25 year follow up of civil servants from the first Whitehall study. **BMJ** 1996; 313: 1177–80

MARMOT MG.; SHIPLEY MJ.; ROSE G. (1984). Inequalities in death - specific explanations of a general pattern? **Lancet** 1984; 1: 1003-6.

MARMOT MG.; SMITH GD.; STANSFELD S.; PATEL C.; NORTH F.; HEAD J.; WHITE I.; BRUNNER E.; FEENEY A. (1991). Health inequalities among British civil servants: the Whitehall II study. **Lancet**. 1991 Jun 8; 337 (8754):1387-93.

MARMOT, M. G; MCDOWALL, M. E. (1986). Mortality decline and widening social inequalities. The **Lancet**, August 2.

MARMOT, MICHAEL. Social determinants of health inequalities. **Lancet**, 2005. Vol. 365.

MARTELIN, TUIJA (1994). Mortality by indicators of socioeconomic status among the Finnish elderly. Pergamon. **Soc. Sci. Med.** Vol. 38, No. 9, pp. 1257-1278

MARTIKAINEN PEKKA; KAUPPINEN T.; VALKONEN, TAPANI (2003). Effects of the characteristics of neighbourhoods and the characteristics of people on cause specific mortality: a register based follow up study of 252 000 men. **J Epidemiol Community Health** 2003;57:210-17

MARTIKAINEN, PEKKA; VALKONEN, TAPANI (1998). Do education and income buffer the effects of death of spouse on mortality?. **Epidemiology**, Vol. 9, No. 5 (Sep., 1998), pp. 530-534

MAYDANA, EDGAR; GEMMA SERRAL; CARME BORRELL (2009). Desigualdades socioeconómicas y mortalidad infantil en Bolivia. **Rev Panam Salud Publica/Pan Am J Public Health** 25(5).

MCDONOUGH, P., WILLIAMS, D. R., HOUSE, J. S., & DUNCAN, G. J. (1999). Gender and the socioeconomic gradient in mortality. **Journal of Health and Social Behavior**, 40(1), 17-31.

MEJÍA, JULIO CESAR (1995). **Mortalidad Infantil y educación Materna en República Dominicana: Décadas de los 70 y los 80**. DHS Working Papers, Number 17. In: <http://www.measuredhs.com/pubs/pdf/WP17/WP17.pdf>

MELO, PEDRO ZITKO ; BALTICA CABIESES VALDES (2011). Socioeconomic determinants of disability in Chile. **Disability and Health Journal** 4 (2011) pp. 271-282

MENCHIK, P.L. 1993. Economic status as a determinant of mortality among black and white older men: Does poverty kill? **Population Studies** 47: 427-436.

MENCHIK, PAUL. (1993) Economic status as a determinant of Mortality among Black and White older men. Does poverty Kill? Great Britain, **Population Studies**, 47. Pp. 427-436

MENVIELLE, GWENN; REY GRÉGOIRE; LUCE, DANIELE (2013). **Diverging trends in educational inequalities in cancer mortality between men and women in the 2000s in France**. In: <http://www.biomedcentral.com/1471-2458/13/823>

MIECH, R.; PAMPEL, F.; KIM, J.; ROGERS, R. (2011). **American Sociological Review** 76 (6) Pp. 913-934. En: <http://asr.sagepub.com/content/76/6/913.abstrac>

MIECH, RICHARD; HAUSER, ROBERT (1998). **Social Class Indicators and Health at Midlife. Center for demography and ecology**. University of Wisconsin-Madison. CDE Working Paper N° 98-06. <http://www.ssc.wisc.edu/cde/cdewp/98-06.pdf>

MINISTERIO DE VIVIENDA Y URBANISMO (2012). Elementos de diagnóstico para una nueva política nacional de desarrollo urbano. Versión N°04 / noviembre, 2012

MIROWSKY, JOHN; ROSS, CATHERINE E. (2005). Education, Learned Effectiveness, and Health. London **Review of Education**. 2005; 3. Pp. 205-220.

MOE, JOAKIM OLIU; STEINGRÍMSDÓTTIR, ÓLÖF; STRAND, BJØRN HEINE; GRØHOLT, ELSE-KARIN; NÆSS, ØYVIND (2012). **Trends in educational inequalities in old age mortality in Norway 1961-2009: a prospective register based population study**. In: <http://www.biomedcentral.com/1471-2458/12/911>

- MOLLA, MICHAEL; MADANS, JENNIFER; WAGENER, DIANE (2004). **Differentials in Adult Mortality and Activity Limitation by Years of Education in the United States at the End of the 1990s**. *Population and Development Review*, Vol. 30, No. 4. Pp. 625-646. En. <http://www.jstor.org/stable/3657332>.
- MONTEIRO, Mário Francisco Giani. (1990). O efeito da educação materna sobre a mortalidade infantil. **Revista Brasileira de Estudos da População**, Vol. 17, no 1, pp. 74-85
- MONTEZ, JENNIFER KARAS, MARK D. HAYWARD, DUSTIN C. BROWN, AND ROBERT A. HUMMER. (2009). Why Is the Educational Gradient in Mortality Steeper for Men? *The Journals of Gerontology, Series B: Psychological and Social Sciences* 64(4):625–34.
- MONTEZ, JENNIFER; ZAJACOVA, ANNA. (2013). Trends in Mortality Risk by Education Level and Cause of Death among White Women in the United States from 1986 to 2006. **American Journal of Public Health** 103(3): pp. 473-479.
- MONTEZ, JENNIFER; HUMMER, ROBERT A.; HAYWARD, MARK D.; WOO, HYEYOUNG; ROGERS, RICHARD G. (2011). Trends in the Educational Gradient of U.S. Adult Mortality from 1986 through 2006 by Race, Gender, and Age Group. **Research on Aging** 33(2) Pp. 145–171
- MONTEZ, JENNIFER; HUMMER, ROBERT; HAYWARD, MARK (2012). Educational Attainment and Adult Mortality in the United States: A Systematic Analysis of Functional Form. **Demography** 49(1): pp. 315-336
- MONTEZ, JENNIFER; ZAJACOVA, ANNA. (2013). Explaining the Widening Education Gap in Mortality Risk among U.S. White Women. **Journal of Health and Social Behavior** 54(2): pp. 165-181.
- MUNTANER C.; HADDEN WC.; KRAVETS, N.(2004). Social class, race/ethnicity and all-cause mortality in the US: Longitudinal results from the 1986 to 1994. **Eur J Epidemiol**. Vol. 19(8), Pp.777–784.
- NATHANSON, C. A.; LOPEZ, A. D. (1987). The future of sex mortality differentials in industrialized countries: A structural hypothesis. **Population Research and Policy Review**, 6, 123 – 136
- NATHANSON, CONSTANCE A. (1992). The position of woman and mortality in developed countries.. In: LOPEZ, A.; CASELLI, G.; VALKONEN, T. (eds.). **Adult Mortality in Developed Countries: From Description to Explanation**. Oxford: Clarendon Press.
- NATHANSON, CONSTANCE. A. (1984). Sex differences in mortality. **Annual Review of Sociology**, Vol 10. Pp 191-213.
- NÉQUER SOARES, VÂNIA MUNIZ; KLEYDE VENTURA DE SOUZA; TATIANA CLAUMANN FREYGANG; VANESSA CORREA; MARIA RIALTO SAITO (2009). **Mortalidade materna por pré-eclâmpsia/eclâmpsia** em um estado do Sul do Brasil. In: <http://www.scielo.br/pdf/rbgo/v31n11/v31n11a07.pdf>
- NÚÑEZ, LORETO; ICAZA, GLORIA (2006). Calidad de las estadísticas de mortalidad en Chile. 1997-2003. **Rev. Méd Chile**, Vol. 134 N 9, Pp. 1191-1196
- OREOPOULOS Y SALVANES (2009). **How large are Returns to Schooling?** Hint: Money Isn't Everything. Working Paper 15339 <http://www.nber.org/papers/w15339>
- ORGANIZACIÓN PANAMERICANA DE LA SALUD. **Situación de salud en las Américas. Indicadores Básicos** 2005. Washington, DC, 2005.
- PAGNANELLI, FLORIANO (1991). **Les differences de mortalite en Italie selon certains facteurs socio-economiques**: une synthese des informations. In books: *Socio-economic Differential Mortality Industrialized Societies* 7. Institut National d'Etudes Démographiques (INED). <http://www.cicred.org/Eng/Publications/pdf/c-a9.pdf>

PALLONI, ALBERT. (1984) Design problems and data collection strategies in studies of mortality differentials: Developing countries. In; In Jacques Vallin; John H Pollard; Larry Heligman; (1984). **Methodologies for the collection and analysis of mortality data**. Ordina Editors

PALLONI, ALBERTO; ARIAS, ELIZABETH (2004). Paradox Lost explaining the Hispanic Adult Mortality Advantage. **Demography**, Volume 41, Number 3, pp. 385-415

PAMPEL, FRED C.; KRUEGER, PATRICK M.; DENNEY, JUSTIN T. (2010) Socioeconomic Disparities in Health Behaviors. **Annual Review of Sociology**. 36: pp. 349-370

PAPPAS, G. et al., (1993). The increasing disparity in mortality between socioeconomic groups in the United States, 1960 and 1986. The New England **Journal of Medicine**, Boston, v. 39, n. 2, p.103-109, July 1993.

PELÁEZ, ENRIQUE; ACOSTA, LAURA (XXX). **Educación y mortalidad diferencial de adultos**. Provincia de Córdoba, República Argentina. Papeles de POBLACIÓN No. 70 En: http://www.scielo.org.mx/pdf/pp/v17n70/v17n7_0a2.pdf

PICKETT K, PEARL M. (2001). Multilevel analyses of neighbourhood socioeconomic context and health outcomes: a critical review. **J Epidemiol Community Health** 2001; 55 Pp. 111–22

PRESTON, S. H., ELO, I. T. (1995) Are educational differentials in adult mortality increasing in the United States? **Journal of aging and health** 7: 476-96, 1995.

PRESTON, S. H.; HEUVELINE, P.; GUILLOT, M. (2001). **Demography: measuring and modeling population processes**. Victoria: Blackwell, 2001.

PRESTON, S. H.; TAUBMAN, P. (1994) Socioeconomic differences in adult mortality and health status. In: MARTIN, L. G.; PRESTON, S. H., **Demography of aging**. Washington: Academy Press, 1994. p. 279-318.

PRESTON, SAMEUL H., IRMA T. ELO, IRA ROSENWAIKE Y HILL MARK (1996), African-American Mortality at Older Ages: Results of a Matching Study. **Demography**, vol. 33, No. 2, p. 193-209.

PRESTON, SAMUEL H., HILL, MARK E.; DREVENSTEDT, GREG L. (1998). Childhood condition that predict survival to advanced age among African-American. **Social Science Medical** Vol. 47 N°9, Pp. 1231-1246

PRESTON, SAMUEL H.; ELO, IRMA; ROSENWAIKE, IRA. AND HILL, MARK. (1996). African-American mortality at older ages.: Results of a matching study. **Demography**, Vol. 33, No. 2 (May, 1996), pp. 193-209

PUIGPINÓS, R.; BORRELL, C.; PASARÍN, M.I.; MONTELLÀ, N.; PÉREZ, G.; PLASÈNCIA, A.; RUÉ, M. (2002). Inequalities in mortality by social class in men in Barcelona, Spain. **European Journal of Epidemiology**, 16. Pp. 751-756

RAU, R., DOBLHAMMER, G., ROMO, V. C. AND ZHANG, Z. 2006. Which Causes of Death Contribute to the Widening Gap in Socioeconomic Inequalities in Austrian Adult Male Mortality? : **Max Planck Institute for Demographic Research**.

REHKOPF, DAVID H.; WILLIAM H.; LUIS ROSERO-BIXBY (2009). **Differences in the association of cardiovascular risk factors with education: a comparison of Costa Rica (CRELES) and the United States (NHANES)**. In: <http://jech.bmj.com/content/early/2009/10/12/jech.2009.086926.full.pdf+html>

RENTERÍA, ELIZENDA (2010). **Estimativas de mortalidade adulta feminina por nível de escolaridade no Brasil**. Teses (Doutorado em demografia) Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar), Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, Brasil.

RENTERÍA, ELIZENDA; TURRA, CÁSSIO (2009). **Educational Differentials in Adult Women's Mortality in Brazil**. En: <http://epc2008.princeton.edu/papers/80478>

RIVERA, LEÓN (2006). **Importancia de la educación materna para la reducción de la mortalidad infantil y la mortalidad en la niñez en el Perú.** In: <http://www.bvsde.paho.org/bvsacd/cd61/rivera.pdf>

RODRIGUEZ, G. (2007). **Chapter 4**, Poisson Models for Count Data. In: <http://data.princeton.edu/wws509/notes/c4.pdf>

ROGERS, RICHARD G., ROBERT A. HUMMER, AND CHARLES B. NAM. (2000). **Living and Dying in the USA: Behavioral, Health, and Social Differentials of Adult Mortality.** NY: Academic Press.

ROGERS, RICHARD G.; HUMMER, ROBERT A.; EVERETT, BETHANY G. (2013). Educational differentials in US adult mortality: An examination of mediating factors. **Social Science Research** 42 (2013) pp. 465–481

ROSS, C., WU, C. (1996). Education, age, and the cumulative advantage in health. **Journal of Health and Social Behavior**, Vol. 37, pp. 104-120.

ROSS, C.; MASTERS, R.; HUMMER, R. (2012). Education and the Gender Gaps in Health and Mortality. **Demography**. November; 49(4): 1157–1183.

ROSS, C.; WU, C. (1995): The links between education and health. **American Sociological Review**, 60, pp. 719-745.

ROSS, CATHERINE E. AND JOHN MIROWSKY. (1999). Refining the association between education and health: The effects of quantity, credential, and selectivity, **Demography**, Vol. 36(4): 445-460.

ROSS, CATHERINE E., AND JOHN MIROWSKY. (2002). Age and the Gender Gap in the Sense of Personal Control. **Social Psychology Quarterly** 65:125-45.

ROTHSTEIN WG. (2011). The decrease in socioeconomic differences in mortality from 1920 to 2000 in the United States and England. **J Hist Med Allied Sci**. 2012 Oct Vol. 67(4) Pp. 515-52.

SAIKIA, N. AND RAM, F. (2010). Determinants of adult mortality in India. **Asian Population Studies**, Vol. 6 Issue 2, p153-171, 19p, DOI: 10.1080/17441730.2010.494441

SAIKIA, NANDITA; BHAT, P.N. MARI (2008). Factors Affecting Adult Mortality in India: An Analysis of National Family Health Surveys of 1992-93 and 1998-99 (NFHS I and II). **Demography India** Vol. 37, No. 2 (2008), pp. 291-302

SÁNCHEZ R, HUGO; ALBALA B., CECILIA (2004). Desigualdades en salud: mortalidad del adulto en comunas del Gran Santiago. **Rev Méd Chile** 2004; 132: 453-460

SASTRY, NAYAN (2005). Trends in Socioeconomic Inequalities in Mortality in Developing Countries: The Case of Child Survival in Sao Paulo, Brazil. **Demography**, Vol. 41, Num. 3, pp. 443-464

SCOTT LONG, JONH (1997). **Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables.** SAGE Publications, Inc, International Educational and Professional Publisher Thousand Oaks London New Delhi

SHKOLNIKOV, M. ANDREEV, EM.; JDANOV, DA.; JASILIONIS, D. KRAVDAL, O.; VAGERO, D.; VALKONEN, T. (2012). Increasing absolute mortality disparities by education in Finland, Norway and Sweden, 1971 e 2000. **J Epidemiol Community Health**. 2012 Apr;66(4):372-8

SHKOLNIKOV, M.; ANDREEV, E.; JDANOV, D.; JASILIONIS, D.; VALKONEN, T. (2009). **To what extent do rising mortality inequalities by education and marital status attenuate the general mortality decline?** The case of Finland in 1971-2030. In: <http://www.demogr.mpg.de/papers/working/wp-2009-018.pdf>

SMITH, D.; HART, C.; HOLE, D.; MACKINNON, P.; GILLIS, CH.; WATT, G.; BLANE, D. HAWTHORNE, V.. (1998) Education and occupational social class which is the more important indicator of mortality risk? **Journal Epidemiology Community Health** 1998;52. Pp.153–160

SMITH, G. D.; BARTLEY, M.; BLANE, D. The black report on socioeconomic inequalities in health 10 years on. *British Medical Journal*, London, v. 301, n. 6748, p.18-25, Aug. 1990.

SON, M.; ARMSTRONG, B.; CHOI, J-M.; YOON, T-Y. (2002). Relation of occupational class and education with mortality in Korea. **J Epidemiol Community Health** 2002;56: pp. 798-799

SON, MIA (2004). Commentary: Why the educational effect is so strong in differentials of mortality in Korea?. **International Journal of Epidemiology** 2004; 33: pp. 308–310

SORLIE P, ROGOT E, ANDERSON R, Et al.,. Black-white mortality differences by family income. **Lancet** 1992; 340: 346–50.

SPIJKER, JEROEN (2003). **Socioeconomic and other determinants of mortality differences in europe**: a pooled, cross-country, time-series analysis. Centre d'Estudis Demogràfics. En, http://www.ced.uab.es/personal/documents/jspijker/2003_1_CEDwp_eur.pdf

STEVENSON, T. H. C. (1923). **The social distribution of mortality from different causes in England and Wales, 1910-12**. *Biometrika*, Vol. 15 N ¾ (Dec 1923) Pp. 382-400. In: <http://www.jstor.org/stable/2331872>

STRAND, B.H., KUNST, A., HUISMAN, M., MENVIELLE, G., GLICKMAN, M., BOPP, M., BORELL, C., BORGAN, J.K., COSTA, G., DEBOOSERE, P., REGIDOR, E., VALKONEN, T. & MACKENBACH, J.P. (2007). The reversed social gradient: higher breast cancer mortality in the higher educated compared to lower educated. A comparison of 11 European populations during the 1990s. **Eur J Cancer**, 43, 1200-7

STRAND, BJØRN HEINE; GRØHOLT, ELSE-KARIN; STEINGRÍMSDÓTTIR, ÓLÖF;BLAKELY, TONY; GRAFF-IVERSEN, SIDSEL; NÆSS, ØYVIND (2010). Educational inequalities in mortality over four decades in Norway: prospective study of middle aged men and women followed for cause specific mortality, 1960-2000. **BMJ** 2010;340:c654. doi:10.1136/bmj.c654

SUBRAMANIAN, VENKATA; DELGADO, IRIS; JADUE, LILIANA; KAWACHI, ICHIRO; VEGA, JEANETTE (2003). Inequidad de ingreso y autopercepción de salud: un análisis desde la perspectiva contextual en las comunas chilenas. **Rev Méd Chile** 2003; 131: 321-330

SUNDQUIST, J. AND JOHANSSON, S. (1997). Indicators of socioeconomic position and their relation to mortality in Sweden. **Soc Sci Med**. Dec. 1997. Vol. 45(12) pp. 1757-66.

TACLA, ODETTE. 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**. CEPAL, 2010, Serie de Seminarios y Conferencias N° 59.

TOKMAN, ANDREA (2004). Educación y Crecimiento en Chile. Banco Central de Chile. **Documento de Trabajo** N° 289, Diciembre, 2004

TORSSANDER, JENNY; ERIKSON, ROBERT (2008). **Stratification and mortality**. A comparison of education, class, status and income. Swedish Institute for Social Research. Stockholm University. Working Paper 5/2008. <http://su.diva-portal.org/smash/get/diva2:504429/FULLTEXT01>

TURRA, CASSIO; GOLDMAN, NOREEN (2007). Socioeconomic differences in mortality among U.S. adults; Insights into the Hispanic Paradox. **Journal of Gerontology Social Sciences**. 62 (3): Pp.184-192

VAGERO, D., & LUNDBERG, O. (1995). Socio-economic mortality differentials among adults in Sweden. in A. Lopez, G. Caselli and T. Valkonen (eds.), **Adult Mortality in Developed Countries: From Description to Explanation**. Oxford: Clarendon Press, 223-242.

VALKONEN T.; MARTELIN, T.; Rimpelä, A.; Notkola, V.; savela, S. (1993). Socioeconomic mortality differences in Finland 1981-1990. *Statistics Finland, Population*.

- VALKONEN, T. (1993). Problems in the measurements and international comparisons of socioeconomic differences in mortality. **Social Science and Medicine**, 36(4), 409-418
- VAUPEL, JAMES W.; YASHIN, ANATOLI I. (1985) Heterogeneity's Ruses: Some Surprising Effects of Selection on Population Dynamics. **The American Statistician**, Vol. 39, No. 3 (Aug., 1985), pp. 176-185
- VEGA J, HOLLSTEIN R.D.; DELGADO, I; PÉREZ, J.; CARRASCO, S.; MARSHALL, G.; DEREK, YACH. Socioeconomic Health Inequities in an Intermediate-development nation: Chile, 1985 - 1996. In **Challenging Health Inequities: From Ethics to Action**. Oxford University Press 2001. Evans, Whitehead, Diderichsen, Bhuiya y Wirth Editores.
- VESCIO, MF.; SMITH, GD.; GIAMPAOLI, S. (2003). Socio-economic-position overall and cause-specific mortality in an Italian rural population. **European Journal of Epidemiology**. Vol. 18, No. 11, 2003
- VILLA, MIGUEL; GONZÁLEZ, DANIELA (2004). Dinámica Demográfica de Chile y América Latina: Una visión a vuelo de pájaro. **Revista de Sociología**, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de Chile N° 18. Pp.81-116
- WEBER, MAX (1969). **Economía y Sociedad. Esbozo de sociología comprensiva**. México: Fondo de cultura económica.
- WEIRES, M.; LORENZO BERMEJO, J.; SUNDQUIST, K.; SUNDQUIST, J.; HEMMINKI, K. (2008). **Socioeconomic status and overall and cause-specific mortality in Sweden**. 2008. BMC Public Health. 2008; 8: 340. En: <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC2564940/>
- WILKINSON RG, PICKETT KE. Income Inequality and Socioeconomic Gradients in Mortality. **Am J Public Health**. 2008;98(4):699–704
- WILKINSON, RICHARD (1997). **Socioeconomic determinants of health. Health inequalities: relative or absolute material standards?**. BMJ. Pp. 314-519. En: <http://www.bmj.com/content/314/7080/591>
- WILKINSON, RICHARD; PICKETT, KATE. (2011). Greater Equality. The hidden key to better health and higher scores. **American Educator**. Spring, 2011
- WILMOTH, J. R. (2000). Demography of longevity: Past, present, and future trends. **Experimental Gerontology**, 35 (9-10): 1111-1129
- ZAJACOVA, ANNA (2006). Education, gender, and mortality: Does schooling have the same effect on mortality for men and women in the US? **Social Science & Medicine** 63 (2006) 2176–2190
- ZAJACOVA, ANNA; HUMMER, ROBERT A. (2009). Gender Differences in Education Effects on All-Cause Mortality for White and Black Adults in the United States. **Soc Sci Med**. 2009 August; 69(4): 529–537.
- ZAJACOVA, ANNA; RICHARD G. ROGERS; VICKI JOHNSON-LAWRENCE (2012). Glitch in the gradient: Additional education does not uniformly equal better health **Social Science & Medicine** 75 (2012) pp.2007-2012
- ZHU, HAIYAN; XIE, YU (2007). **Socioeconomic Differentials in Mortality Among the Oldest Old in China**. In: http://www.ntpu.edu.tw/social/upload/P_320090226145827.pdf
- ZIMMER, ZACHARY; LINDA G. MARTIN; HUI-SHENG LIN (2005). Determinants of old-age mortality in Taiwan **Social Science & Medicine** 60 (2005) pp. 457–470

ANEXOS

Cuadro A1- Chile, clasificación de años escolaridad, según sistema antiguo y nuevo

Sistema de educación Antigo			Sistema de educación Nuevo		
Enseñanza Primaria			Enseñanza Primaria		
Año de escolaridad	Nivel	Descripción	Año de escolaridad	Nivel	Descripción
1	4	Primero básico	1	4	Primero básico
2	4	Segundo básico	2	4	Segundo básico
3	4	Tercero básico	3	4	Tercero básico
4	4	Cuarto básico	4	4	Cuarto básico
5	4	Quinto básico	5	4	Quinto básico
6	4	Sexto básico	6	4	Sexto básico
Enseñanza Secundaria			7	4	Séptimo básico
Año de escolaridad	Nivel	Descripción	8	4	Octavo básico
			Enseñanza Media		
1	3	Primero secundaria	Año de escolaridad	Nivel	Descripción
2	3	Segundo secundaria			
3	3	Tercero secundaria	1	2	Primero medio
4	3	Cuarto secundaria	2	2	Segundo medio
5	3	Quinto secundaria	3	2	Tercero medio
6	3	Sexto secundaria	4	2	Cuarto medio
7	3	Séptimo secundaria	5	2	Quinto medio

Fuente: Instituto Nacional de Estadística de Chile, INE

Tabla A1. 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 1991-92			Hombre 2001-03			Mujer 1991-93			Mujer 2001-03		
	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		0,008	0,000	-0,431	0,007	0,000	-0,456	0,009	0,000	-0,609	0,008	0,000
9-12	-0,269	0,015	0,000	-1,276	0,013	0,000	-0,680	0,023	0,000	-1,279	0,019	0,000
13+	-0,613											
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 1991-2003 e IPUMS Censos Demográficos 1992, 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 2			Modelo 2			Modelo 2			Modelo 2		
	Hombre 1991-92			Hombre 2001-03			Mujer 1991-93			Mujer 2001-03		
	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 1991-2003 e IPUMS Censos Demográficos 1992, 2002.

Tabla A3 – Chile. Tasas de mortalidad según sexo, edad y educación para 1991-1993 y 2001-2003

Edad	Hombres 1991-1993			Hombres 2001-2003			Mujeres 1991-1993			Mujeres 2001-2003		
	0--8	9--12	13+	0--8	9--12	13+	0--8	9--12	13+	0--8	9--12	13+
30-34	2,86	1,47	0,76	3,14	1,72	0,43	0,92	0,51	0,36	0,89	0,58	0,18
35-39	3,35	1,94	1,10	3,62	1,75	0,50	1,38	0,92	0,55	1,14	0,83	0,22
40-44	4,37	2,49	1,64	4,58	2,31	0,73	2,11	1,35	0,96	1,82	1,26	0,41
45-49	5,97	3,70	2,30	6,52	3,43	1,28	3,38	1,98	1,17	2,99	2,04	0,70
50-54	8,71	6,01	3,82	8,66	5,26	2,07	4,94	2,78	2,06	4,44	2,77	1,38
55-59	12,87	10,59	6,85	13,19	8,50	3,57	7,58	4,63	3,46	7,15	4,03	2,02
60-64	20,03	16,53	10,70	19,29	12,50	5,44	11,43	6,86	4,58	10,75	5,47	2,71
65-69	30,27	25,76	19,73	28,34	19,43	8,97	19,36	10,95	10,28	16,33	8,05	4,44
70-74	48,40	40,20	30,40	43,21	30,40	14,20	31,05	18,54	13,49	26,50	12,37	7,56
75-79	76,95	67,85	45,36	68,80	47,42	24,29	55,41	33,61	27,17	44,57	22,17	14,65
80+	130,89	101,26	101,30	129,38	91,91	50,84	110,34	77,69	47,07	110,51	59,89	37,62

Fuente: INE. Registro de muertes 1991-2003 e IPUMS Censos Demográficos 1992, 2002.

Tabla A4. Chile. Razones de las tasas de mortalidad según sexo, edad y educación para 1991-1993 y 2001-2003

Edad	Hombres 1991-1993			Hombres 2001-2003			Mujeres 1991-1993			Mujeres 2001-2003		
	0-8/9-12	0-8/13+	9-12/13+	0-8/9-12	0-8/13+	9-12/13+	0-8/9-12	0-8/13+	9-12/13+	0-8/9-12	0-8/13+	9-12/13+
30-34	1,95	3,78	1,94	1,82	7,21	3,95	1,80	2,54	1,41	1,54	5,08	3,30
35-39	1,73	3,04	1,76	2,07	7,29	3,53	1,50	2,51	1,67	1,38	5,16	3,74
40-44	1,76	2,67	1,52	1,98	6,28	3,16	1,57	2,21	1,41	1,45	4,47	3,10
45-49	1,61	2,60	1,61	1,90	5,09	2,68	1,71	2,90	1,69	1,47	4,26	2,90
50-54	1,45	2,28	1,58	1,65	4,18	2,54	1,78	2,40	1,35	1,60	3,21	2,00
55-59	1,21	1,88	1,55	1,55	3,69	2,38	1,64	2,19	1,34	1,77	3,54	1,99
60-64	1,21	1,87	1,55	1,54	3,54	2,30	1,67	2,50	1,50	1,97	3,96	2,02
65-69	1,18	1,53	1,31	1,46	3,16	2,17	1,77	1,88	1,07	2,03	3,68	1,81
70-74	1,20	1,59	1,32	1,42	3,04	2,14	1,67	2,30	1,37	2,14	3,51	1,64
75-79	1,13	1,70	1,50	1,45	2,83	1,95	1,65	2,04	1,24	2,01	3,04	1,51
80+	1,29	1,29	1,00	1,41	2,54	1,81	1,42	2,34	1,65	1,85	2,94	1,59

Fuente: INE. Registro de muertes 1991-2003 e IPUMS Censos Demográficos 1992, 2002.

Tabla A5 – 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
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	0,000				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 1991-2003 e IPUMS Censos Demográficos 1992, 2002.

TABLA A6. Chile. Coeficientes de regresión de Poisson por edad, educación y causas de muertes. Hombres, 1991- 1993.

Edad	Neoplasmas			Sistema Circulatorio			Sistema Respiratorio			Aparato Digestivo			Causas Externas			Causas Mal Definidas			Otras Causas		
	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0
35 a 39	0,546	0,082	0,000	0,617	0,088	0,000	0,473	0,130	0,000	0,827	0,095	0,000	0,000	0,032	0,993	0,416	0,190	0,029	0,276	0,073	0,000
40 a 44	1,099	0,077	0,000	1,291	0,081	0,000	1,014	0,121	0,000	1,483	0,089	0,000	-0,023	0,034	0,495	0,753	0,181	0,000	0,609	0,070	0,000
45 a 49	1,694	0,072	0,000	1,882	0,077	0,000	1,533	0,114	0,000	1,995	0,085	0,000	0,026	0,035	0,463	0,931	0,177	0,000	0,882	0,068	0,000
50 a 54	2,353	0,069	0,000	2,562	0,074	0,000	1,992	0,110	0,000	2,398	0,084	0,000	0,055	0,036	0,130	1,514	0,166	0,000	1,217	0,066	0,000
55 a 59	2,949	0,067	0,000	3,131	0,072	0,000	2,480	0,107	0,000	2,668	0,083	0,000	0,183	0,037	0,000	2,043	0,159	0,000	1,707	0,063	0,000
60 a 64	3,565	0,065	0,000	3,665	0,071	0,000	3,107	0,103	0,000	2,899	0,082	0,000	0,189	0,037	0,000	2,640	0,152	0,000	2,065	0,061	0,000
65 a 69	3,930	0,065	0,000	4,223	0,070	0,000	3,674	0,102	0,000	3,102	0,083	0,000	0,312	0,040	0,000	3,260	0,150	0,000	2,548	0,060	0,000
70 a 74	4,301	0,065	0,000	4,784	0,070	0,000	4,317	0,101	0,000	3,289	0,084	0,000	0,404	0,044	0,000	3,984	0,148	0,000	3,056	0,059	0,000
75 a 79	4,650	0,065	0,000	5,305	0,070	0,000	5,000	0,100	0,000	3,488	0,085	0,000	0,458	0,050	0,000	4,717	0,146	0,000	3,524	0,058	0,000
80 +	4,866	0,065	0,000	5,842	0,069	0,000	5,754	0,099	0,000	3,709	0,084	0,000	0,714	0,046	0,000	5,673	0,144	0,000	4,012	0,056	0,000
Educación																					
9--12	-0,010	0,016	0,000	-0,106	0,014	0,000	-0,344	0,025	0,000	-0,240	0,027	0,000	-0,628	0,022	0,000	-1,692	0,060	0,000	-0,309	0,024	0,000
13+	-0,204	0,030	0,000	-0,360	0,027	0,000	-0,637	0,049	0,000	-0,901	0,058	0,000	-1,187	0,044	0,000	-2,369	0,152	0,000	-0,733	0,049	0,000
constante	-8,766	0,063	0,000	-8,875	0,069	0,000	-9,465	0,098	0,000	-9,003	0,078	0,000	-6,316	0,023	0,000	-9,768	0,143	0,000	-8,232	0,054	0,000

Fuente: INE. Registro de muertes 1991-2003 e IPUMS Censos Demográficos 1992, 2002.

TABLA A7. Chile. Coeficientes de regresión de Poisson por edad, educación y causas de muertes. Hombres, 2001-2003

Edad	Neoplasmas			Sistema Circulatorio			Sistema Respiratorio			Aparato Digestivo			Causas Externas			Causas Mal Definidas			Otras Causas		
	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0
35 a 39	0,199	0,077	0,010	0,385	0,089	0,000	0,103	0,138	0,000	0,934	0,093	0,000	-0,120	0,034	0,000	0,171	0,178	0,334	0,210	0,059	0,000
40 a 44	0,744	0,071	0,000	1,194	0,080	0,000	0,454	0,130	0,000	1,363	0,090	0,000	-0,080	0,035	0,021	0,104	0,183	0,571	0,343	0,059	0,000
45 a 49	1,403	0,067	0,000	1,784	0,077	0,000	0,973	0,124	0,000	1,981	0,087	0,000	-0,017	0,036	0,627	0,486	0,175	0,006	0,625	0,058	0,000
50 a 54	2,032	0,064	0,000	2,334	0,074	0,000	1,546	0,116	0,000	2,339	0,085	0,000	-0,049	0,037	0,186	0,493	0,177	0,005	0,853	0,057	0,000
55 a 59	2,643	0,062	0,000	2,938	0,073	0,000	2,006	0,113	0,000	2,652	0,085	0,000	-0,031	0,039	0,435	1,029	0,165	0,000	1,369	0,054	0,000
60 a 64	3,166	0,061	0,000	3,408	0,072	0,000	2,519	0,110	0,000	2,896	0,084	0,000	-0,018	0,041	0,666	1,291	0,162	0,000	1,701	0,053	0,000
65 a 69	0,365	0,061	0,000	3,866	0,072	0,000	3,171	0,108	0,000	3,035	0,085	0,000	-0,042	0,044	0,343	1,975	0,152	0,000	2,116	0,051	0,000
70 a 74	3,977	0,060	0,000	4,402	0,071	0,000	3,828	0,106	0,000	3,187	0,085	0,000	0,173	0,043	0,000	2,537	0,147	0,000	2,640	0,050	0,000
75 a 79	4,357	0,061	0,000	4,903	0,071	0,000	4,463	0,106	0,000	3,471	0,086	0,000	0,243	0,051	0,000	3,285	0,144	0,000	3,212	0,049	0,000
80 +	4,724	0,060	0,000	5,563	0,071	0,000	5,489	0,104	0,000	3,670	0,085	0,000	0,570	0,045	0,000	4,615	0,138	0,000	3,936	0,047	0,000
Educación																					
9—12	-0,239	0,014	0,000	-0,303	0,014	0,000	-0,597	0,026	0,000	-0,630	0,023	0,000	-0,673	0,021	0,000	-1,292	0,063	0,000	-0,466	0,019	0,000
13+	-0,935	0,024	0,000	-1,064	0,024	0,000	-1,442	0,049	0,000	-1,760	0,047	0,000	-1,799	0,039	0,000	-2,012	0,114	0,000	-1,334	0,034	0,000
Constante	-8,383	0,059	0,000	-8,685	0,070	0,000	-9,279	0,103	0,000	-8,738	0,081	0,000	-6,318	0,026	0,000	-9,528	0,136	0,000	-7,698	0,046	0,000

Fuente: INE. Registro de muertes 1991-2003 e IPUMS Censos Demográficos 1992, 2002.

TABLA A8 – Chile. Coeficientes de regresión de Poisson por edad, educación y causas de muertes. Mujeres, 1991-1993

Edad	Neoplasmas			Sistema Circulatorio			Sistema Respiratorio			Aparato Digestivo			Causas Externas			Causas Mal Definidas			Otras Causas		
	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0
35 a 39	0,744	0,068	0,000	0,639	0,114	0,000	0,371	0,181	0,041	0,509	0,152	0,001	0,230	0,085	0,007	0,594	0,264	0,024	0,193	0,088	0,028
40 a 44	1,266	0,064	0,000	1,181	0,107	0,000	0,791	0,172	0,000	1,225	0,138	0,000	0,324	0,087	0,000	0,903	0,253	0,000	0,367	0,087	0,000
45 a 49	1,825	0,061	0,000	1,862	0,100	0,000	1,253	0,162	0,000	1,661	0,132	0,000	0,429	0,088	0,000	1,490	0,236	0,000	0,641	0,084	0,000
50 a 54	2,146	0,060	0,000	2,372	0,097	0,000	1,811	0,153	0,000	2,151	0,128	0,000	0,468	0,090	0,000	1,854	0,230	0,000	1,126	0,078	0,000
55 a 59	2,531	0,059	0,000	2,961	0,095	0,000	2,267	0,149	0,000	2,519	0,126	0,000	0,503	0,095	0,000	2,545	0,222	0,000	1,643	0,075	0,000
60 a 64	2,840	0,058	0,000	3,518	0,093	0,000	2,920	0,143	0,000	2,911	0,123	0,000	0,695	0,090	0,000	2,999	0,217	0,000	2,022	0,071	0,000
65 a 69	3,259	0,058	0,000	4,163	0,092	0,000	3,624	0,140	0,000	3,221	0,123	0,000	0,937	0,091	0,000	3,530	0,215	0,000	2,587	0,069	0,000
70 a 74	3,583	0,057	0,000	4,759	0,091	0,000	4,332	0,138	0,000	3,537	0,123	0,000	1,424	0,086	0,000	4,227	0,213	0,000	2,980	0,069	0,000
75 a 79	3,943	0,057	0,000	5,440	0,091	0,000	5,058	0,137	0,000	3,924	0,122	0,000	1,831	0,085	0,000	5,048	0,211	0,000	3,601	0,067	0,000
80 +	4,079	0,057	0,000	6,250	0,090	0,000	6,105	0,136	0,000	4,353	0,120	0,000	2,469	0,073	0,000	6,203	0,209	0,000	4,201	0,065	0,000
Educación																					
9--12	-0,222	0,017	0,000	-0,440	0,016	0,000	-0,480	0,028	0,000	-0,465	0,037	0,000	-0,367	0,044	0,000	-1,897	0,064	0,000	-0,541	0,026	0,000
13+	-0,372	0,038	0,000	-0,720	0,042	0,000	-0,669	0,072	0,000	-0,944	0,099	0,000	-0,482	0,086	0,000	-2,075	0,172	0,000	-0,896	0,068	0,000
constante	-8,396	0,055	0,000	-9,285	0,090	0,000	-10,087	0,135	0,000	-9,773	0,117	0,000	-8,570	0,065	0,000	-10,518	0,209	0,000	-8,511	0,064	0,000

Fuente: INE. Registro de muertes 1991-2003 e IPUMS Censos Demográficos 1992, 2002.

TABLA A9 – Chile. Coeficientes de regresión de Poisson por edad, educación y causas de muertes. Mujeres, 2001-2003

Edad	Neoplasmas			Sistema Circulatorio			Sistema Respiratorio			Aparato Digestivo			Causas Externas			Causas Mal Definidas			Otras Causas		
	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0	Coef	Std Error	P>0
35 a 39	0,459	0,071	0,000	0,497	0,122	0,000	0,155	0,209	0,459	0,726	0,172	0,000	0,062	0,094	0,508	0,498	0,342	0,145	0,047	0,090	0,598
40 a 44	1,104	0,065	0,000	1,170	0,112	0,000	0,612	0,194	0,002	1,227	0,162	0,000	-0,027	0,097	0,783	0,646	0,336	0,054	0,318	0,086	0,000
45 a 49	1,618	0,063	0,000	1,793	0,107	0,000	0,968	0,189	0,000	1,866	0,156	0,000	0,171	0,097	0,079	1,331	0,314	0,000	0,658	0,083	0,000
50 a 54	2,015	0,061	0,000	2,284	0,105	0,000	1,596	0,177	0,000	2,096	0,155	0,000	0,330	0,097	0,001	1,310	0,316	0,000	1,003	0,080	0,000
55 a 59	2,446	0,060	0,000	2,743	0,103	0,000	2,053	0,172	0,000	2,694	0,151	0,000	0,264	0,103	0,011	1,760	0,306	0,000	1,531	0,076	0,000
60 a 64	2,725	0,060	0,000	3,248	0,102	0,000	2,778	0,166	0,000	3,108	0,149	0,000	0,376	0,104	0,000	2,089	0,300	0,000	1,972	0,074	0,000
65 a 69	3,086	0,059	0,000	3,801	0,101	0,000	3,254	0,164	0,000	3,302	0,149	0,000	0,523	0,105	0,000	2,659	0,293	0,000	2,447	0,072	0,000
70 a 74	3,379	0,059	0,000	4,398	0,100	0,000	4,062	0,161	0,000	3,692	0,148	0,000	0,895	0,098	0,000	3,394	0,286	0,000	2,987	0,070	0,000
75 a 79	3,754	0,059	0,000	5,025	0,100	0,000	4,688	0,161	0,000	4,019	0,149	0,000	1,535	0,094	0,000	4,208	0,283	0,000	3,594	0,070	0,000
80 +	4,095	0,058	0,000	6,030	0,099	0,000	6,019	0,159	0,000	4,651	0,146	0,000	2,582	0,078	0,000	6,079	0,279	0,000	4,591	0,068	0,000
Educación																					
9--12	-0,430	0,015	0,000	-0,625	0,015	0,000	-0,758	0,028	0,000	-0,775	0,034	0,000	-0,336	0,044	0,000	-1,226	0,059	0,000	-0,707	0,021	0,000
13+	-1,103	0,030	0,000	-1,295	0,036	0,000	-1,343	0,067	0,000	-1,672	0,080	0,000	-0,894	0,074	0,000	-1,718	0,136	0,000	-1,464	0,048	0,000
constante	-8,215	0,057	0,000	-9,220	0,099	0,000	-1,011	0,159	0,000	-9,873	0,145	0,000	-8,686	0,073	0,000	-1,103	0,278	0,000	-8,373	0,067	0,000

Fuente: INE. Registro de muertes 1991-2003 e IPUMS Censos Demográficos 1992, 2002.

Tabla A14 – Chile. Razones de las tasas de mortalidad (0-8 años / 13+ años) según sexo, edad para hombres y mujeres, trienios 1991-93 y 2001-03.

HOMBRES														
Edad	CÁNCER		SIST. CIRCULATORIO		SIST. RESPIRATORIO		APA. DIGESTIVO		CAUSAS EXTERNAS		CAUSAS MAL DEFINIDAS		OTRAS CAUSAS	
	1991-93	2001-03	1991-93	2001-03	1991-93	2001-03	1991-93	2001-03	1991-93	2001-03	1991-93	2001-03	1991-93	2001-03
30-34	1,8	3,2	1,5	5,4	14,3	10,0	5,8	12,9	4,4	7,9	14,9	10,1	3,1	8,0
35-39	1,2	3,5	1,4	4,7	4,9	21,8	5,6	20,3	4,0	7,7	2,7	6,8
40-44	1,4	3,8	1,7	3,9	3,6	6,6	4,5	22,9	3,0	7,5	20,5	34,7	3,7	4,9
45-49	1,5	3,3	1,7	3,4	4,0	5,9	3,9	10,0	3,4	5,4	3,0	6,7
50-54	1,5	2,9	1,8	3,0	3,7	7,2	2,5	7,0	3,7	5,5	9,1	6,2	2,6	4,7
55-59	1,2	3,0	1,5	2,9	5,0	6,6	3,0	5,2	2,3	4,4	20,5	7,1	2,5	4,5
60-64	1,5	2,7	1,5	3,2	2,2	6,3	3,0	4,6	3,0	4,8	16,4	7,7	1,9	4,2
65-69	1,2	2,5	1,2	2,9	1,9	5,7	1,7	3,7	2,4	3,8	12,2	12,8	2,4	3,9
70-74	1,2	2,2	1,5	2,9	1,9	4,3	1,3	4,5	2,5	4,3	10,4	7,1	2,3	3,7
75-79	1,1	2,3	1,7	3,0	1,8	3,4	1,5	3,2	2,1	3,4	15,2	6,7	2,4	2,7
80+	1,0	2,0	1,2	2,4	1,3	3,2	1,3	3,2	1,2	3,1	6,9	6,9	1,1	2,5
MUJERES														
Edad	CÁNCER		SIST. CIRCULATORIO		SIST. RESPIRATORIO		APA. DIGESTIVO		CAUSAS EXTERNAS		CAUSAS MAL DEFINIDAS		OTRAS CAUSAS	
	1991-93	2001-03	1991-93	2001-03	1991-93	2001-03	1991-93	2001-03	1991-93	2001-03	1991-93	2001-03	1991-93	2001-03
30-34	1,7	3,9	4,9	3,3	4,6	8,7	4,3	12,1	1,5	3,0	...	3,0	4,6	14,5
35-39	2,2	3,5	2,7	7,1	7,4	6,0	6,7	19,1	1,5	4,3	...	4,3	3,0	8,3
40-44	1,9	3,5	3,2	5,8	5,5	9,8	5,8	15,3	2,7	2,5	10,3	2,5	7,2	6,0
45-49	1,8	3,2	2,6	5,8	2,3	15,9	3,4	16,2	1,3	1,8	...	1,8	3,7	7,0
50-54	1,3	2,7	3,5	3,3	2,0	5,0	2,6	5,2	1,1	1,8	...	1,8	2,8	4,7
55-59	1,5	2,8	3,1	3,7	2,5	5,5	1,9	10,3	1,4	2,9	...	2,9	2,3	4,2
60-64	1,2	3,1	2,7	4,3	2,3	14,1	2,5	4,6	1,7	1,6	...	1,6	3,2	6,0
65-69	1,3	2,7	2,6	4,3	3,5	5,4	2,3	4,7	1,8	1,9	...	1,9	2,5	5,5
70-74	1,3	2,7	2,6	5,1	4,8	4,8	1,7	2,3	1,2	1,7	9,8	1,7	2,8	3,9
75-79	1,2	2,7	1,7	3,1	2,4	3,1	1,7	4,2	1,7	1,3	15,4	1,3	2,0	3,2
80+	1,3	2,5	1,6	2,9	1,4	2,9	2,3	3,3	1,6	2,3	4,6	2,3	1,6	3,0

Fuente: INE. Registro de muertes 1991-2003 e IPUMS Censos Demográficos 1992, 2002.

