

EL VALOR ECONÓMICO DE REDUCIR TASAS DE MORTALIDAD El caso de Chile*

*Rodrigo A. Cerda y Arístides Torche***

RESUMEN

Entre 1979 y 1999 las condiciones de salud variaron notoriamente en Chile: la tasa de mortalidad general se redujo de 6.8 a 5.4 por mil y la de mortalidad infantil de 75 a 38 por mil nacidos vivos. Este trabajo presenta una metodología para valorizar dichas reducciones de tasas de mortalidad. El valor de la vida se mide a partir de un modelo en que los agentes eligen sus pautas de consumo y ocio óptimas enfrentando probabilidades exógenas de supervivencia. Las condiciones de primer orden, así como algunos supuestos simplificadores relacionados con la función de utilidad, nos permiten calibrar el modelo utilizando datos de la economía chilena durante los años noventa del siglo XX. Los resultados indican que los cambios en la mortalidad general entre 1980 y 1997 representan más de 270% del PIB de Chile de 1998.

ABSTRACT

Between 1979 and 1999, mortality rates in Chile fell from 6.8 to 5.4 per thousand while infant mortality rates decreased from 75 to 38 per 1 000 newborns. This paper presents a methodology to value these reductions on the mortality rates based on a model in which agents choose consumption and leisure, facing survival rates. We calibrate the model to the Chilean economy during the nineties. Our results indicate that changes in the mortality rates between 1980 and 1997 can be valued at 270% of the Chilean GDP in 1998.

INTRODUCCIÓN

Chile ha experimentado considerables cambios económicos en los pasados 30 años. En efecto, el producto *per capita* se duplicó en el periodo 1970-2000, mientras que la tasa de inversión pasó de 22 a 27%

* *Palabras clave:* valor de la vida, tasas de mortalidad. *Clasificación JEL:* I10, I19. Artículo recibido el 21 de noviembre de 2005 y aceptado el 7 de febrero de 2006.

** Profesores del Departamento de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile (correos electrónicos: rcerda@faceapuc.cl y atorche@faceapuc.cl).

y la tasa de inflación se redujo de 20 anual a sólo 4%. Si analizamos variables que pueden ser más indicativas del cambio en el bienestar de las personas, como disponibilidad de energía eléctrica en las viviendas, equipamiento del hogar, parque automovilístico o acceso a la telefonía fija, también se observan considerables cambios: los hogares con energía eléctrica pasaron de 89 en 1990 a 95% en 2000, los hogares que disponían de refrigerador aumentaron de 41 en 1990 a 57% en 2000. Por otra parte, el índice del parque automovilístico por mil habitantes aumentó 60% mientras que el índice de telefonía fija lo hizo 213% y el de telefonía celular se incrementó en más de 50 veces. Finalmente el efecto del crecimiento en la pobreza fue considerable, reduciéndose su incidencia de 39 en 1990 a 21% en 2000.

Por otra parte, los recursos destinados a los programas sociales se incrementaron 240% entre 1990 y 2000 y se realizó un gran esfuerzo para dirigirlos hacia los más necesitados. Este esfuerzo, en el sector salud, se ha manifestado de varias maneras. Por un lado, hubo un incremento de las consultas ambulatorias que pasaron de 2.8 a 4 por persona al año y de los exámenes de laboratorio que se incrementaron de 2.3 a 4.6 por persona al año. Otro tanto sucedió con las atenciones preventivas en que, por ejemplo, la cobertura de exámenes de papanicolaou en mujeres de entre 25 a 64 años aumentó de 50 en 1987 a 68.2% en 2000 y la proporción de embarazadas con bajo peso se redujo de 16 en 1990 a sólo 8% en 2000. Además, la mortalidad se ha reducido de 8.7 muertos por mil habitantes a 5.5, entre 1970 y 1999, en tanto la mortalidad infantil ha pasado de 82.2 muertos menores de un año por mil niños nacidos vivos a sólo 10 y la esperanza de vida se incrementó de 63.5 años a 75.2 en el mismo periodo.

Una de las características interesantes del Chile de los pasados 30 años es que no sólo el producto ha aumentado, sino que también han mejorado otras variables que afectan el bienestar de las personas. Lamentablemente, en las estadísticas económicas estas variables por lo común no están medidas. En general, la medida de bienestar más ocupada es el PIB. Sin embargo, vale la pena preguntarse cuánto “significan” los mejoramientos en estas “otras” variables, dentro de las cuales los cambios en mortalidad parecen un candidato obvio. Esa es la idea que se desarrolla en este artículo.

Una característica interesante de la tasa de mortalidad en Chile es

que se ha concentrado en un conjunto de causas muy específicas: neumonía, infartos agudos al miocardio, accidentes vasculares encefálicos agudos y tumores malignos del estómago. Así, en Chile durante 1999, fallecieron 44 424 hombres y 37 560 mujeres, lo que representa tasas de mortalidad del orden de 5.9 por cada mil hombres y 4.9 por cada mil mujeres. Cerca de 25% de todos estos casos de fallecimiento se debió a esas cuatro enfermedades.

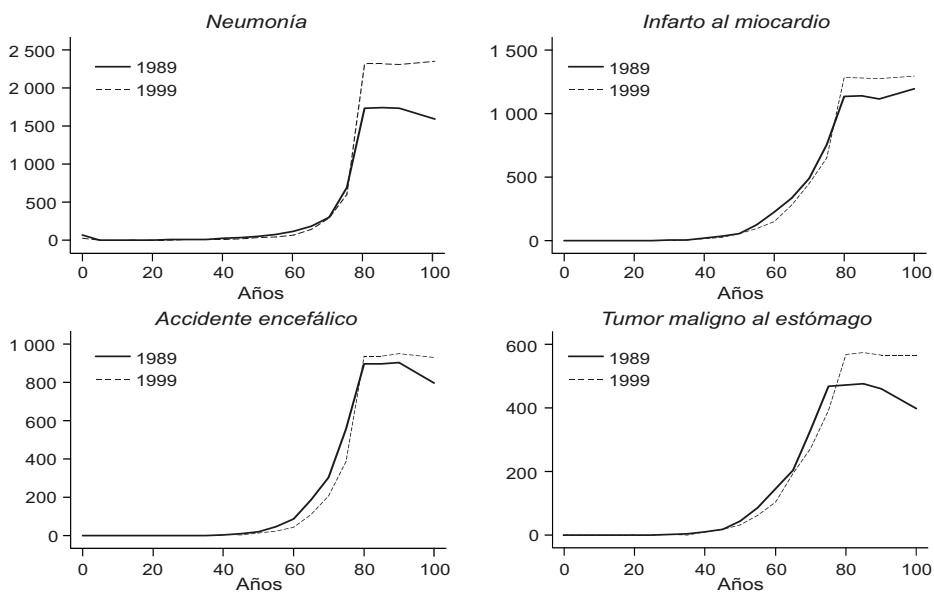
El cuadro 1 muestra las tasas de mortalidad por dichas causas específicas para hombres, mujeres y la población total en 1989 y en 1999. Se observa que estas tasas han tenido un comportamiento dispar. Así, las de mortalidad por infarto y tumores malignos han crecido entre 1989 y 1999 en el caso de los hombres, en tanto que las de accidentes vasculares y neumonía se han reducido para ese mismo grupo. En el caso de las mujeres, las tasas de infarto y neumonía han crecido en tanto que las de accidentes vasculares y tumores malignos se han reducido. Finalmente, para la población total, el efecto de reducción sólo ha prevalecido en el caso de los accidentes vasculares encefálicos, pues todas las otras tasas se han incrementado entre 1989 y 1999.

CUADRO 1. *Principales causas de fallecimiento, 1989 y 1999*

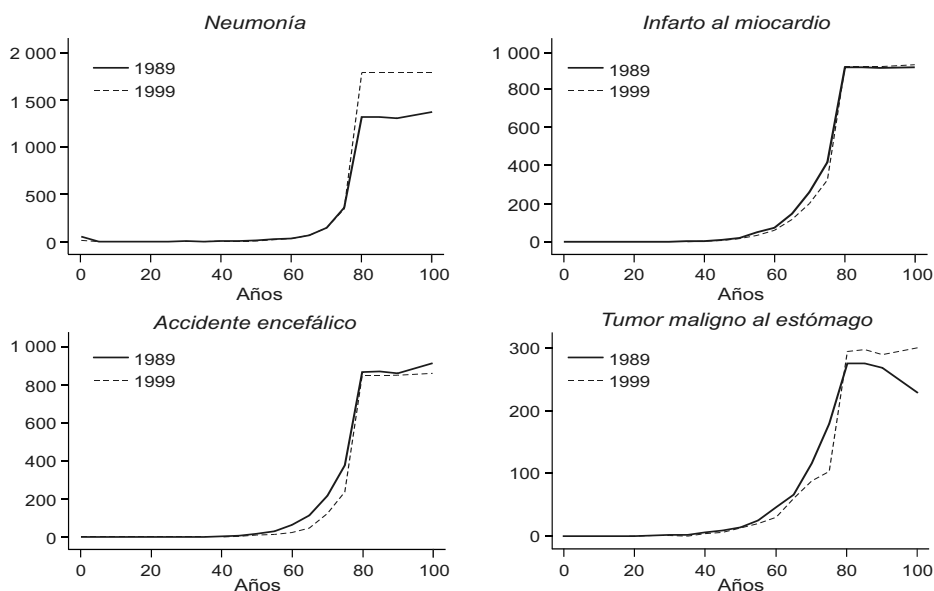
	<i>Hombres</i>		<i>Mujeres</i>		<i>Total</i>	
	<i>1989</i>	<i>1999</i>	<i>1989</i>	<i>1999</i>	<i>1989</i>	<i>1999</i>
Infarto agudo al miocardio	43.8	45.6	31.7	32.5	37.7	39.0
Accidente vascular encefálico	24.8	21.6	27.8	23.9	26.3	22.8
Neumonía	47.2	45.4	37.1	45.0	42.1	45.2
Tumores malignos al estómago	26.3	27.1	13.8	13.5	20.0	20.2

Es interesante destacar también que la mortalidad ha experimentado otro cambio: se ha desplazado hacia edades mayores. Este hecho se describe en las gráficas 1 y 2 que muestran las tasas de mortalidad por edades. Las gráficas presentan las tasas de mortalidad por grupos etarios, por cada 100 mil habitantes. Las líneas de guiones corresponden al año 1999 y las continuas a 1989. Partiendo de izquierda a derecha y de arriba hacia abajo, las gráficas representan los casos de neumonía, infarto al miocardio, accidente encefálico y tumor maligno al estómago. En todos los casos las líneas de guiones están debajo de las continuas para los grupos etarios más jóvenes, tendencia que se revierte para las edades mayores.

GRÁFICA 1. Tasa de mortalidad hombres, 1989-1999, por enfermedades específicas



GRÁFICA 2. Tasa de mortalidad mujeres, 1989 y 1999, por enfermedades específicas



Este artículo tiene como objetivo principal determinar el valor económico de las reducciones de mortalidad ocurridas en los años noventa. Además, y dado que la mortalidad en el caso de Chile se ha concentrado en las cuatro causas de muerte especificadas con anterioridad, como objetivo secundario, se busca determinar el valor económico de las reducciones en las tasas de mortalidad de estas cuatro enfermedades específicas. Nos hemos centrado sólo en dichas causas de muerte por su importancia relativa en la mortalidad general, pero también porque este tipo de enfermedades tienen un efecto mayor en la mortalidad que en la morbilidad y, por tanto, los efectos en morbilidad posepisodio pueden ser dejados de lado.

Para calcular el valor económico de los cambios en mortalidad se ha considerado un modelo optimante que estima el valor presente de la corriente de consumo de un agente representativo. El modelo determina el efecto en consumo y ocio de la reducción de la mortalidad y por tanto puede emplearse también para calcular la valoración que las propias personas darían a nuevos aumentos en las expectativas de vida y a nuevas disminuciones en las tasas de mortalidad en las causas específicas que hemos indicado en el párrafo anterior. Además, la metodología presentada puede ser considerada una expresión de la disposición a pagar de individuos en Chile a fines de los años noventa y por tanto puede ser empleada para la evaluación de proyectos de salud, cuyo objetivo se relacione con incrementos en las tasas de supervivencia.

El artículo se ha dividido en cuatro secciones. En la sección I se analiza la evolución de las políticas públicas de salud en Chile que han ocasionado las disminuciones en las tasas de mortalidad. En la sección II se explica el marco teórico utilizado para determinar el valor de la vida. La sección III analiza cómo se realiza la calibración del modelo para el caso de Chile a fines de los años noventa. La sección IV presenta, en primer término, la medición de los beneficios asociados a los cambios en las condiciones de mortalidad que experimentó Chile en el decenio de los noventa y luego una simulación del beneficio de políticas públicas que permitieran reducir las tasas de mortalidad prevalecientes en 1999 en 25%. Finalmente, se presenta las conclusiones del estudio.

I. LA EVOLUCIÓN DE LAS POLÍTICAS PÚBLICAS DE SALUD

Como hemos indicado en la introducción, en los pasados 25 años la salud en Chile ha experimentado cambios importantes, que han redundado en menores tasas de mortalidad. Parte de estos mejoramientos en los indicadores de salud se basan en los cambios en las políticas de salud. En esta sección describimos someramente la evolución de estas políticas públicas.

La historia de la salud pública en Chile se remonta a los años veinte del siglo pasado. En efecto, desde 1924 existe un beneficio mandado para salud. Se trata del Seguro Obrero Obligatorio, financiado por cotizaciones obligatorias de los obreros dependientes. Las prestaciones de este seguro eran cubiertas por la Caja de Seguro Obrero y posteriormente por el Servicio Nacional de Salud (1952).¹

A partir de los años veinte también los trabajadores no obreros (empleados) comienzan a recibir los servicios previsionales en instituciones asociadas a grandes empresas o grupos de empleadores (Caja de Previsión de Trabajadores y Empleados de los Ferrocarriles del Estado, Caja de Previsión de Empleados Particulares, entre otras). En 1942 se crea el Servicio Médico Nacional de Empleados (Sermena) que permite universalizar el acceso de todos los empleados a la medicina preventiva. En 1968 los beneficios se amplían a la atención curativa (Ley 16.781 de medicina curativa). El nuevo sistema que ofrece un amplio conjunto de atenciones de salud a empleados públicos y privados, activos o jubilados y a sus familias, funciona por medio de un mecanismo de proveedores preferidos (*preferred providers*).

En 1979 se permite el acceso al sistema de libre elección a los beneficiarios legales del Servicio Nacional de Salud (SNS) que atendía a los obreros. Finalmente, también en 1979 se dicta el DL 2.763 que crea el Sistema Nacional de Servicios de Salud (SNSS) con la fusión del SNS y Sermena. En esta ocasión se incluyen otras dos importantes reformas: la creación del Fondo Nacional de Salud (Fonasa) que es el encargado de reunir los fondos para salud provenientes de las aportaciones fiscales y de las cotizaciones y de pagar a los proveedores de servicios de salud, sean estos públicos o privados. La segunda,

¹ Esta sección se basa en Sapelli y Torche (1998).

refuerza la función del ministerio de salud en la toma de decisiones y en su capacidad normativa, supervisora y evaluadora.

En 1981 comienza el traspaso a las municipalidades de todo el sistema de atención primaria de salud, incluyendo la infraestructura de postas y consultorios de salud. Esta actividad de traspaso termina hacia 1987. En 1981 también el gobierno introduce modificaciones legales (DFL 3), con objeto de permitir que los fondos del mandato pudieran ser empleados para la contratación de seguros privados de salud. Según el mismo decreto estos servicios de salud serían proporcionados por las Instituciones de Salud Previsional (Isapres) que son creados también en dicho decreto. En la actualidad (2005) el sistema de salud chileno está constituido por tres subsistemas.

El subsistema de salud previsional que es un seguro mandato que se aplica a los trabajadores dependientes o independientes que voluntariamente adhieran a él y que exige una cotización mensual de 7% del ingreso imponible con un tope de 4.2 UF (615 dólares). Estos fondos pueden ser canalizados hacia el sistema de salud público administrado por Fonasa o al sistema de Isapres. No existe otra opción para dichos fondos.

Los afiliados del subsistema de salud previsional público (administrado por Fonasa) se atienden principalmente en los hospitales públicos del SNS. Sin embargo, tienen la opción de hacer uso de la llamada modalidad de libre elección que, como se dijo, es un sistema de proveedores preferenciales. La atención en los hospitales públicos tiene un arancel diferenciado que parte con un copago nulo para los indigentes y personas de muy bajo ingreso, hasta uno de 50% de un arancel que ya tiene implícito un subsidio, que es financiado por el Estado en el presupuesto del Ministerio de Salud. Este subsistema atiende a unos 10.5 millones de afiliados.

El subsistema de Isapres está constituido por 15 entidades registradas que atienden a una población de 2.7 millones de personas (2005). Este sistema opera como un seguro de salud tradicional en que la prima es cubierta por la cotización obligatoria más las aportaciones voluntarias del afiliado. El sistema permite elegir entre una multiplicidad de planes cuyo valor depende del riesgo del grupo objetivo y de la cobertura deseada. Además incluye un seguro de incapacidad laboral que financia el pago del sueldo mientras se está

enfermo. El segundo subsistema es el de las fuerzas Armadas y de Carabineros que atiende a unos 400 mil afiliados en sus hospitales institucionales y se financia con las cotizaciones de los afiliados y con recursos propios.

Finalmente existe un conjunto de seguros particulares que no está adscrito al sistema provisional de salud. Su tamaño exacto no es conocido, pero se estima que cubre unos 1.5 millones de personas.

II. ¿CÓMO MEDIR EL VALOR DE DISMINUCIONES EN TASAS DE MORTALIDAD?

Para responder esta pregunta se estudia el comportamiento de un agente representativo que, con cierta probabilidad, vive hasta el infinito, y que en cada periodo debe decidir cuánto trabajar, consumir y cuánto acumular de sus recursos para futuros periodos. En términos formales la estructura de nuestro problema es la siguiente: cada agente tiene una probabilidad exógena de sobrevivir que está determinada año con año. Así, la probabilidad de supervivencia desde su nacimiento hasta el año siguiente es S_0^1 , mientras que la probabilidad de sobrevivir desde el periodo 1 hasta el 2, condicionado al hecho de haber sobrevivido hasta el periodo 1, es S_1^2 . Por tanto, la probabilidad de sobrevivir hasta t para un individuo con e años de edad es

$$S_e^t = \prod_{i=e}^{t-1} S_i^{i+1}, \quad t \leq e$$

De aquí en adelante utilizamos las tasas de supervivencia desde el nacimiento, es decir para $e = 0$.²

En cada periodo de vida el agente obtiene utilidad por el consumo de bienes, c_i , y por el tiempo dedicado al ocio, l_i , mediante la función de utilidad $u(c_i, l_i)$, que es estrictamente creciente y cóncava en consumo y ocio. Por último el individuo descuenta su utilidad de acuerdo

² Es importante advertir que existe una relación directa entre la expectativa de vida de los individuos y estas tasas de supervivencia. En realidad, la expectativa de vida al nacer puede escribirse como el valor esperado del horizonte de vida del individuo, es decir:

$$\text{Expectativa vida} = \int_0^{\infty} a S_0^a da$$

en que a es edad.

con el factor de descuento β . De esta manera el agente representativo maximiza la siguiente función de utilidad intertemporal:

$$\sum_{i=0}^{\infty} \beta^i u(c_i, l_i) \quad (1)$$

Al comienzo de cada periodo el individuo tiene una dotación de L unidades de tiempo que puede utilizar como ocio u ofrecerlas en el mercado laboral. En este último caso obtiene un rendimiento w_i por cada unidad de tiempo dedicada al mercado laboral. Además, al final de cada periodo el individuo obtiene un rendimiento del mercado de capitales por los activos a_i depositados al final del periodo pasado. Para simplificar el cálculo se ha supuesto que la tasa de rendimiento r_i es única. Los ingresos obtenidos por el trabajo y por los activos financieros se destinan a la compra de bienes de consumo o a la acumulación de nuevos activos para el futuro. Por tanto, la restricción presupuestaria es:

$$c_i + a_{i+1} = (1 + r_i)a_i + w_i(L - l_i) \quad (2)$$

Este es un problema muy sencillo, en el que la única manera de trasladar recursos hacia el futuro es por medio del mercado de capitales. Es interesante destacar que este esquema supone implícitamente la inexistencia de un mercado de seguros perfecto, como se supone en trabajos realizados para países desarrollados como los Estados Unidos (Murphy y Topel, 1999). De acuerdo con esta estructura del mercado de capitales, si un individuo muere sus activos quedan en poder del intermediario financiero. Finalmente, los intermediarios financieros no pagan premios por riesgos de mortalidad, como por ejemplo ocurriría si existieran seguros de vida. Nos centramos en este tipo de mercados de capitales, porque nos parecen más adecuados para el caso de países en desarrollo, que es el objetivo de nuestro trabajo.

El problema de maximización determinado por (1) y (2) puede resumirse en el siguiente langrangiano:

$$L_0 \max_{\{c_i, l_i, a_{i+1}\}} \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \{u(c_i, l_i) + \lambda_i [(1 + r_i)a_i + w_i(L - l_i) - c_i - a_{i+1}]\} \quad (3)$$

en el que λ_i es el precio sombra de los recursos del periodo i (precio sombra del ingreso percibido en dicho periodo).

El valor económico de aumentos en tasas de supervivencia

A partir de este problema se busca determinar la disposición a pagar por una política que permita aumentar marginalmente la probabilidad de supervivencia desde el periodo v al t , en el que $t > v$.³ Esto es:

$$\frac{L_0}{S_v^t} = \int_t^{\infty} u(c_t, l_t) \frac{S_0}{S_v^t} \quad (4)$$

Esta ecuación indica que el incremento en la utilidad del agente al aumentar marginalmente la tasa de supervivencia entre v y t tiene relación con los flujos futuros de utilidad descontados con un factor de descuento β y ponderados de acuerdo con la probabilidad de supervivencia en cada periodo. Al modificarse las condiciones de supervivencia entre el periodo v y el t , cambian todos los flujos posteriores porque el cambio marginal en la probabilidad de supervivencia entre v y t modifica todas las probabilidades de supervivencia posteriores a v .

La ecuación (4) está medida en niveles de utilidad. Se puede obtener inmediatamente el valor monetario si se divide por λ_t , que es el precio sombra del ingreso en t , es decir:

$$\frac{L_0}{S_v^t} = \int_t^{\infty} \frac{u(c_t, l_t)}{\lambda_t} \frac{S_0}{S_v^t} \quad (5)$$

Esta expresión se puede simplificar aún más si se considera que la función de utilidad debe ser homogénea.⁴ Con objeto de incluir posi-

³ Este trabajo analiza el efecto de los aumentos de años de vida debido a reducciones en la tasa de mortalidad. Otro concepto es el de AVISA (años de vida ajustados por discapacidad; QALY en inglés). La razón por la que no se trabaja directamente con este criterio es que en Chile sólo se dispone de datos confiables de los AVISA para 1993. Por tanto no es factible estudiar su evolución intertemporal. En todo caso, el efecto en la carga de la enfermedad de las dolencias consideradas en este estudio es del mismo orden de magnitud que su efecto en la mortalidad total. En efecto, en dicho estudio puede constatarse que si se consideran sólo los años de vida ajustados por muerte prematura, los cuatro grupos de enfermedades considerados en este estudio representaban 21.3% entre los hombres, 24.4% en las mujeres y 22.5% de los años perdidos por la población total en Chile, en dicho periodo. Por tanto, el estudio que aquí se realiza no parece alejarse demasiado de los resultados que deberían obtenerse si se considera el criterio AVISA. Los datos de carga de enfermedad se encuentran en MINSAL (1996).

⁴ En realidad, sería suficiente suponer homogeneidad local, lo que no es muy restrictivo porque generalmente los equilibrios se presentan en la zona de homogeneidad unitaria.

bles fenómenos de escala se ha considerado una función de utilidad homogénea de grado d , en la que $0 < d < 1$. En este caso se tiene:

$$u(c, l) = \frac{1}{d} [u_c(\cdot)c + u_l(\cdot)l] = \frac{u(c, l)}{u_c(c, l)} = \frac{1}{d} \frac{u_c(\cdot)}{u_c(t)} c = \frac{u_l(\cdot)}{u_c(t)} l$$

De ahí que, si ocupamos las condiciones de primer orden más la condición de homogeneidad de grado d en la función de utilidad, podemos escribir el valor monetario de aumentar la tasa de supervivencia como:⁵

$$\frac{L}{S_v^t} \frac{1}{t} = \frac{1}{d} \frac{1}{t - x - t - 1} \frac{1}{(1 + r_x)} [c + w l] = \frac{S_0}{S_v^t} \frac{1}{S_0} \tag{6}$$

La ecuación (6) indica que el valor de aumentar marginalmente la probabilidad de supervivencia entre v y t depende de los siguientes factores. En primer lugar, depende del valor presente de toda la pauta de gastos por realizarse desde el periodo t en adelante, descontados a la tasa de interés de mercado. Esta pauta de gastos incluye los gastos en bienes de consumo así como también el gasto realizado en ocio; es decir se trata del “gasto total” del agente. Como lo indicamos líneas arriba, se incluye la pauta de “gasto total” desde t en adelante, porque un aumento en la probabilidad de supervivencia entre t y v afecta directamente todas las probabilidades de supervivencia posteriores y, por tanto, hace más probable esos flujos de ingresos posteriores. En segundo lugar, este valor depende de la constante d , que refleja el grado de concavidad de la función de utilidad. De esta manera cuanto menor es d mayor es el valor de la

⁵ Se supone que el efecto de la supervivencia sólo afecta el periodo entre v y t y lo hace proporcionalmente. Entonces:

$$\frac{S_0}{S_v^t} \frac{1}{S_0} = \frac{S_0^v S_t}{S_0}$$

En el desarrollo empírico, la expresión anterior se ha calculado como incremento finito de la manera siguiente:

$$\frac{S_0^v S_v^j - S_0^v S_v}{S_0}$$

en la que S_v^j es la supervivencia modificada por la erradicación de alguna enfermedad tipo j . Esta formulación del problema tiene la ventaja adicional que permite incorporar los casos en que los mejoramientos en las tasas de supervivencia afectan periodos adicionales a los en que se manifiesta el efecto directo.

vida. La razón es que mientras más cóncava sea la función de utilidad, los individuos desean menores fluctuaciones en sus pautas de gasto y, por tanto, valoran mayormente los periodos adicionales de vida, cuyos niveles de consumo son más parecidos a los anteriores.

Finalmente, el aumento de la probabilidad de supervivencia depende de $((S_0)/(S_v^t)(1)/(S_0))^t$ que muestra el cambio en tasas de supervivencia debido a la implantación del programa de salud entre v y t . En el caso particular, expuesto en la nota 5 de pie de página, es decir cuando $(S_0)/(S_v^t)(1)/(S_0) = (S_0^v S_t)/(S_0)$, el efecto de los cambios en las tasas de supervivencia entre v y t depende de las tasas que no han cambiado, es decir de las que van de e y v y de t a \cdot . De esta manera cuanto mayor sea la importancia relativa de las probabilidades de supervivencia que no varían (es decir las relacionadas con periodos en que no se aplica el programa) mayor es el valor económico del programa. Es decir, existe complementariedad entre las tasas de supervivencia. Intuitivamente, de poco sirve instrumentar un programa de salud que aumente la probabilidad de supervivencia por unos pocos periodos, si con posterioridad existe certidumbre de fallecimiento. Por lo contrario, cuando la probabilidad de supervivencia posterior al programa es muy alta, implantar el programa nos permite disfrutar con mayor certidumbre de los flujos futuros.

III. CALIBRACIÓN DEL MODELO

El modelo es calibrado con las características de ingreso y de uso de tiempo libre que surgen de las condiciones efectivas de Chile a fines de los años noventa. Utilizando la encuesta de hogares Casen 1998 es posible identificar las condiciones de consumidores particulares definidos por su nivel socioeconómico medido por el quintil de ingreso *per capita* al que pertenecen.⁶

Por otra parte, las condiciones de supervivencia se calculan a partir de la información entregada por el anuario de demografía de 1999 publicado por el INE. Estas condiciones de supervivencia son las

⁶ Las encuestas Casen (encuestas de caracterización socioeconómica nacional) son encuestas de hogares tomadas por el Ministerio de Planeación Nacional (Mideplan) en 1987, 1990, 1992, 1994, 1996, 1998, 2000 y 2003 que tienen representatividad nacional y regional y entregan información acerca de condiciones familiares, de vivienda y equipamiento, condiciones laborales, de educación, salud y datos de ingresos de los encuestados. En cada caso se ha obtenido información de al menos 100 mil personas.

que surgen de tablas de mortalidad construidas sobre la base de las definiciones de cohortes similares a las del agente considerado. Dichas curvas de mortalidad son modificadas paramétricamente para simular el efecto de los hechos en estudio que han modificado las condiciones de mortalidad que afectan al agente.

Para poder calibrar el modelo impondremos algunas restricciones adicionales que surgen del comportamiento de la economía chilena en el decenio de los noventa. El cuadro 2 muestra la evolución de horas trabajadas y de los salarios reales por hora en pesos de 2000, para distintos grupos de trabajadores, clasificados de acuerdo con el género y grupo de edad.

Los datos del cuadro 2 fueron calculados a partir de las encuestas Casen 1990, 1992, 1994, 1996, 1998 y 2000. Resultan interesantes dos resultados en este cuadro. Para cada grupo de individuos considerados, *i*) la cantidad de horas trabajadas no varía significativamente, y, además, *ii*) los salarios reales por hora crecen en promedio cerca de 46% en el caso de los hombres y 36% en el caso de las mujeres. Estas observaciones, junto al hecho de que el PIB *per capita* creció cerca de 45% entre 1990 y 2000, implican que la elasticidad de sustitución entre consumo y ocio en la función de utilidad corriente debe ser cercana a 1. No es difícil verificar que la clase general de formas paramétricas de función de utilidad que cumplen con esta restricción (y de que la función de utilidad sea homogénea de grado d) es:

$$u(c_t, l_t) = (c_t^\alpha l_t^{1-\alpha})^d$$

En ese caso las condiciones de primer orden de nuestro problema pueden escribirse como:

$$\frac{1}{w_t} = \frac{c_t}{l_t}$$

Esta ecuación muestra simplemente la igualdad entre tasas marginales de sustitución entre consumo y ocio en t y el precio relativo del consumo, medido en unidades de ocio. De ahí se infiere que:

$$c_t = w_t l_t \quad (7)$$

La ecuación (7) indica que el “gasto total” de los hogares puede

CUADRO 2. Horas promedio trabajadas, por género y grupo de edad, 1990-2000^a

	15 a 19 años	20 a 24 años	25 a 29 años	30 a 34 años	35 a 39 años	40 a 44 años	45 a 49 años	50 a 54 años	55 a 59 años	60 a 64 años	65 y más años
Horas											
Hombres											
1990	49	51	51	52	52	52	52	52	52	50	51
1992	49	50	51	52	52	52	52	51	51	51	50
1994	47	49	50	50	51	51	50	50	50	50	49
1996	45	48	49	50	50	51	51	50	49	49	48
1998	49	51	52	53	52	53	53	52	53	52	53
2000	44	48	50	50	50	51	50	51	49	49	50
Mujeres											
1990	50	49	47	47	46	47	48	47	48	48	48
1992	50	49	48	47	47	47	47	48	48	49	47
1994	47	47	46	46	46	46	46	47	45	48	47
1996	45	45	45	44	44	45	46	46	45	47	46
1998	49	51	48	49	46	48	48	48	48	51	49
2000	43	45	45	44	45	45	46	45	46	47	43
Salarios reales											
Hombres											
1990	1 429	1 775	2 057	2 380	2 551	2 642	2 697	2 619	2 714	2 534	2 243
1992	1 561	1 970	2 447	2 765	3 003	3 213	3 345	3 371	3 216	3 305	3 181
1994	1 349	1 855	2 231	2 495	2 647	2 785	2 949	2 770	2 718	2 629	2 471
1996	1 711	2 459	2 909	3 313	3 449	3 908	3 821	4 076	3 559	3 528	3 055
1998	2 153	2 662	3 111	3 317	3 712	4 067	4 053	3 997	3 875	3 617	3 309
2000	2 114	2 581	3 039	3 291	3 552	3 789	3 950	3 902	3 881	3 592	3 628
Mujeres											
1990	1 373	1 863	2 374	2 456	2 743	2 608	2 488	2 597	2 292	2 110	2 257
1992	1 325	1 894	2 296	2 574	2 737	2 835	2 878	2 714	2 627	2 820	2 658
1994	1 442	1 935	2 328	2 468	2 604	2 851	2 842	2 664	2 583	2 313	2 208
1996	1 626	2 285	2 789	3 017	3 099	3 378	3 367	3 196	2 961	2 756	2 414
1998	1 893	2 373	3 013	2 981	3 340	3 471	3 581	3 590	3 311	3 329	3 018
2000	1 920	2 369	2 926	3 048	3 542	3 758	3 492	3 510	3 419	3 171	3 070

^a Cuadro calculado de acuerdo con los datos de las encuestas Casen 1990, 1992, 1994, 1996, 1998 y 2000. Los datos de horas representan horas promedio trabajadas *per capita* y los salarios corresponden a salarios reales por hora, medidos en pesos de 2000.

expresarse como una función lineal del gasto en ocio; por tanto, el valor del programa de salud es:

$$\frac{L}{S_v^t} \frac{1}{t} \frac{1}{d} \frac{1}{t-x-t-1} \frac{1}{(1-r_x)} w l \frac{S_0}{S_v^t} \frac{1}{S_0} \tag{8}$$

1. Calibración de los parámetros

La calibración de los parámetros del modelo que permiten estimar el valor de la vida se descompone en los siguientes pasos. En primer lugar, es necesario determinar la pauta de ingresos y de gastos de las personas a lo largo de su vida ($c = w l$), que en este caso colapsan a $(w l) / d$. En segundo lugar, es necesario determinar las constantes d y β que determinan la concavidad y el “peso” del ocio en la función de utilidad. Finalmente, requerimos una tasa de interés a la que descontemos los flujos de gasto y la evolución de las probabilidades de supervivencia que determinan $(S_0) / (S_v^t)(1) / (S_0)$.

Nuestras estimaciones concernientes al gasto en ocio se basan en la encuesta Casen 1998. La idea es calcular el costo de oportunidad del ocio por medio de estimaciones de ingreso laboral mediante una estimación del tipo Mincer. Esto permite, a su vez, obtener una aproximación de salario por hora, que nos sirve para estimar el valor unitario del ocio.

La encuesta Casen considerada fue realizada durante octubre y noviembre de 1998. En la sección respecto a las condiciones de trabajo de dicha encuesta el individuo indica la cantidad de horas trabajadas así como su ingreso laboral (en caso de que el individuo se encuentre trabajando). Estos datos nos permiten estimar ecuaciones del tipo Mincer que ocupan como variable dependiente el ingreso laboral de los trabajadores y como variables explicativas las tradicionales de edad, edad al cuadrado, escolaridad y género de las personas. Además, se han incluido variables mudas para individuos de entre 65 y 70 años, 70 y 75 años, 75 a 80 años y mayores de 80 años que interactúan con la variable edad. Estas ecuaciones se han estimado para personas mayores de 15 años, y se ha corregido por el sesgo de selección en la entrada a la fuerza de trabajo. Se ha empleado el método tradicional de dos etapas de Heckman (1974). Con esta finali-

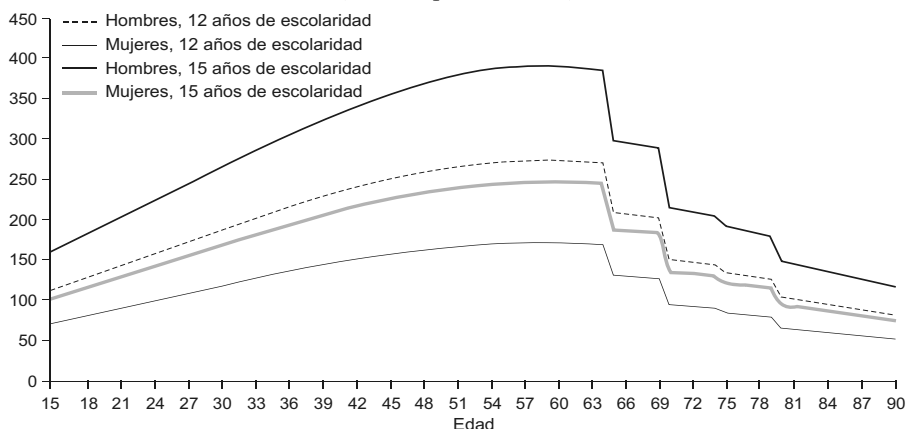
dad en la ecuación de selección se utilizan como instrumentos exógenos (variables que no se relacionan directamente con los determinantes del ingreso laboral, pero sí con la decisión de entrar al mercado laboral) ciertos subsidios entregados por el gobierno.

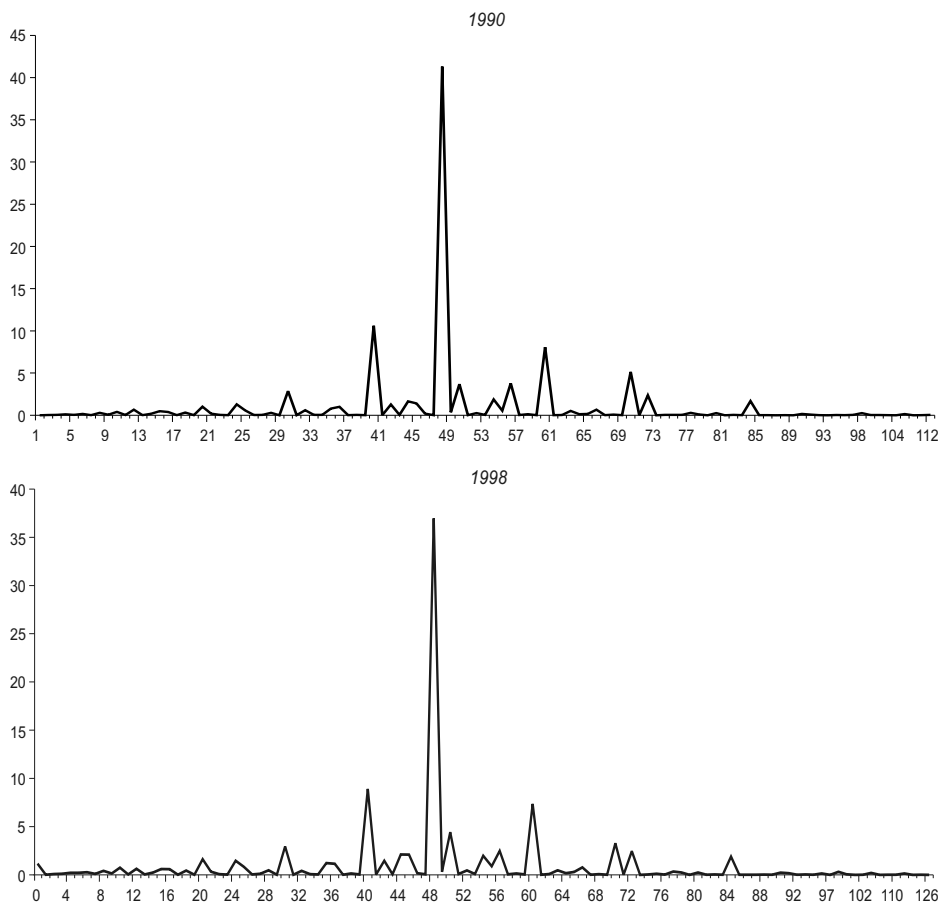
Entre estos subsidios se incluyen el subsidio al consumo de agua potable y servicio de alcantarillado de aguas servidas (Sagua) y el subsidio único familiar (SUF). El Sagua consiste en la financiación del gobierno de una parte o porcentaje del pago mensual de un consumo máximo de metros cúbicos de agua potable y alcantarillado de los residentes permanentes de una vivienda. El SUF es equivalente a una asignación familiar, que se solicita en la municipalidad de la comunidad donde reside el postulante. Se paga mensualmente a las madres, embarazadas, padre, guardador o personas que tengan a su cargo a niños y niñas de hasta 18 años de edad. Este subsidio también se otorga a las personas inválidas y deficientes mentales, sin restricción de edad.

La gráfica 3 muestra la estimación de la evolución de los ingresos laborales de hombres y mujeres con 12 y 15 años de escolaridad. De la gráfica se infiere una clara diferencia en los ingresos laborales de hombres y mujeres para una misma escolaridad. Asimismo, se observa una importante caída de ingreso a medida que ocurre el retiro a los 65 años de edad.

GRÁFICA 3. *Evolución estimada de ingresos laborales a lo largo del ciclo de vida*

(Miles de pesos de 1998)



GRÁFICA 4. *Distribución de horas trabajadas por semana*

El paso siguiente consiste en estimar el valor del ocio. Para ello, en primero lugar, establecemos el número de horas trabajadas por semana con un valor de 48. Este valor surge de la observación del comportamiento de dicha variable entre 1990 y 1998. En efecto, la gráfica 4 muestra las distribuciones de horas trabajadas por semana en 1990 y 1998. En ambos casos la mayor parte de los individuos (más de 35%) tiene 48 horas trabajadas a la semana. Más aún, ambas distribuciones tienen media de 48 horas y su desviación estándar es sólo de 16 horas.

Luego, procedemos a calcular los salarios por hora a lo largo del ciclo de vida, utilizando nuestras estimaciones y dividiéndolas por

192 horas (48 horas por semana y 4 semanas al mes). Con esa estimación del salario por hora, se determina el gasto en ocio, multiplicando salario por hora a lo largo del ciclo de vida por 480 horas.⁷

Finalmente, resta por calibrar las probabilidades de supervivencia y el parámetro d . Para calibrar d se sigue la siguiente estrategia. El valor de una vida estadística al nacer es el aumento en el ingreso inicial, da_0 , que compensa por el aumento en el riesgo de mortalidad en todos los periodos posteriores, dS_0^t dS , t , tal que la utilidad esperada del individuo no cambie, $dL_0 = 0$. Esto es

$$dL_0 = \sum_{i=0}^{\infty} \{u(c_i, l_i) - dS_0^i\} da_0$$

Como $dS_0^i = dS$, i , se obtiene:

$$\frac{da_0}{dS} = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{u(c_i, l_i) - dS}{dS} = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{u(c_i, l_i) - dS}{u_c(c_0, l_0)}$$

Si suponemos que la tasa de interés es constante a lo largo del ciclo de vida, es decir $r_x = r$, x , tenemos finalmente:

$$\frac{da_0}{dS} = \frac{1}{d} \sum_{i=0}^{\infty} \frac{1}{S_0^i} \frac{w_i l_i}{(1-r)^i} \quad (9)$$

Existe cierta evidencia del valor de $(da_0)/(dS)$ para el caso de Chile. Miller (2000) registra un intervalo de estimaciones que va desde 600 mil a 900 mil dólares de 1995, mientras que Ortúzar y Rizzi (2003) presentan un rango para el valor de la vida entre 518 mil y 760 mil dólares en 1999. Por tanto, supondremos este valor en 650 mil dólares en 1998. De esta manera, ocupando este valor para $(da_0)/(dS)$, así como nuestras estimaciones del valor del ocio y las tablas de mortalidad, se pueden calibrar los parámetros d

2. Tablas de vida anuales

Las tasas de supervivencia pueden ser obtenidas de las tablas de mortalidad. En el caso de Chile, el Instituto Nacional de Estadística

⁷ Este cálculo resulta de 24 horas por día, 7 días a la semana, 4 semanas al mes menos 192 horas trabajadas.

(INE) proporciona dichas tablas. Sin embargo la información del INE tiene dos limitaciones: *i*) las tablas de mortalidad están calculadas para grupos quinquenales (para el grupo de 0 a 5 años de edad, para el grupo de 6 a 10 años y así sucesivamente), y *ii*) el último grupo de edad está abierto a las personas de 80 y más años.

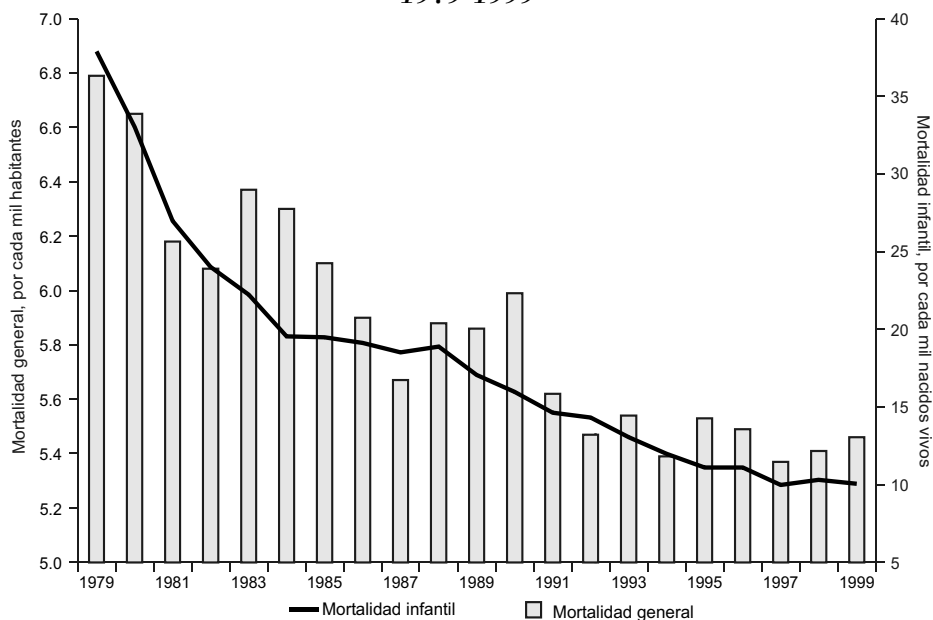
El modelo necesita tasas de supervivencia anuales. Por tanto, es necesario calcular tablas de mortalidad anuales, lo que implica además desglosar el grupo de los mayores de 80 años por años de edad. Para la elaboración de las tablas de mortalidad anuales se ha seguido el método de “tablas anuales” del National Center for Health Statistics que emplea los coeficientes de Beer para realizar el desglose quinquenal en términos anuales. Para el desglose en términos anuales del grupo de 80 y más años se han empleado los antecedentes de la encuesta Casen a los que posteriormente se les han aplicado los coeficientes de Beer.

IV. RESULTADOS

En esta sección se muestra los resultados que surgen a partir de la calibración del modelo desarrollado en las secciones anteriores. Se registra los resultados de dos tipos de análisis. El primero tiene por objeto determinar el valor de los cambios en mortalidad desde inicios del decenio de los ochenta hasta fines de los noventa en Chile. La razón por la que realizamos este ejercicio es que durante ese periodo hubo cambios considerables en las tasas de mortalidad chilenas, sobre todo en la tasa de mortalidad infantil. La gráfica 5 muestra la evolución de ambas tasas. Puede observarse que la tasa de mortalidad general disminuyó en casi 20%, al pasar de 6.8 por mil en 1979 a 5.4 por mil en 1999. Por otra parte, la tasa de mortalidad infantil (tasas de mortalidad de menores de un año) cae casi en 75% al pasar de 38 por cada mil nacidos vivos en 1979 a sólo diez fallecidos por cada mil nacidos vivos en 1999.

En primer término, se estima el valor económico de este significativo cambio en mortalidad y luego se determinan los valores (disposición a pagar) de los cambios en mortalidad de las cuatro principales causas de muerte en el Chile actual (neumonía, infarto agudo al miocardio, accidentes encefálicos y tumores malignos al estómago).

GRÁFICA 5. *Evolución de la mortalidad general y de la infantil, 1979-1999*



1. *Evaluación económica de cambios en las condiciones de mortalidad en el decenio de los noventa*

Para calcular el valor económico de los cambios en tasas de supervivencia entre 1980 y 1999 se ha seguido el método tradicional de calcular el incremento de la variable dependiente (y) sobre la base del producto de la diferencial respecto a las variables independientes

$$dy = \sum \frac{y}{x_i} dx_i$$

reemplazando las expresiones dx_i por los incrementos finitos pertinentes (Δx_i). La ecuación (8) representa la disposición a pagar por cambios marginales en tasas de supervivencia. Por tanto, se procede a calcular la disposición a pagar por cambios incrementales en tasas de supervivencia entre 1980 y 1999, a partir de la ecuación (11) que posteriormente se multiplica por los cambios observados en tasas de supervivencia entre 1980 y 1999, es decir:

$$\frac{L}{S_v^t} \frac{1}{t} (S_{v,1980}^t \text{ } 1999)$$

$$\frac{1}{d} \frac{1}{t} \frac{1}{x} \frac{1}{t} \frac{1}{1+r_x} w l \frac{S_0}{S_v^t} \frac{1}{S_0} (S_{v,1980}^t \text{ } 1999) \quad (10)$$

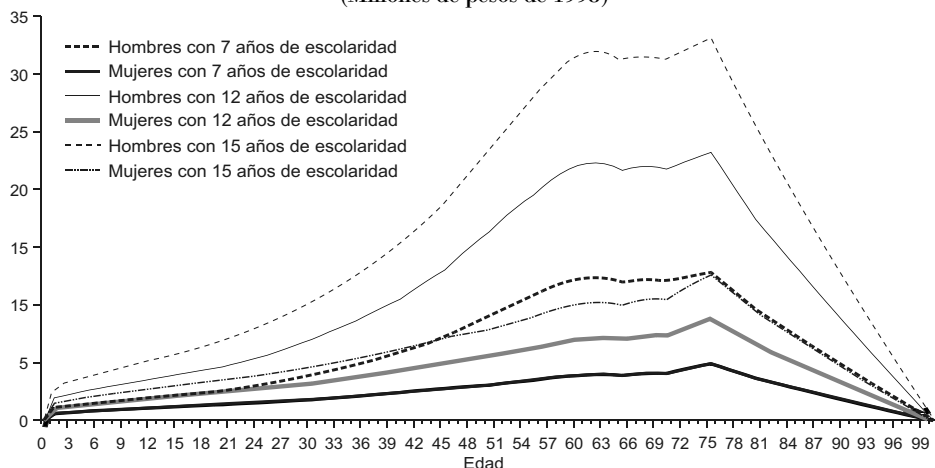
Disposición a pagar año base

Como se observa en la ecuación (10), el valor de los cambios en tasas de supervivencia debe ser calculado en un año base (similar a un índice *paasche* o *laspeyres*). En nuestro caso, dado que hemos hecho calibraciones para el año 1998, calculamos el valor de los cambios en tasas de supervivencia utilizando dicho año como base. De esta manera nuestro ejercicio equivale al valor de cambiar tasas de supervivencia para un individuo cuya pauta de consumo y ocio es asimilable a las pautas de 1998. A este individuo se le evalúa su disposición a pagar por cambios en tasas de supervivencia análogos a los ocurridos entre 1980 y 1999. La gráfica 6 muestra las disposiciones a pagar que surgen al realizar este análisis. Las disposiciones a pagar están calculadas para seis grupos de individuos: hombres y mujeres con 7, 12 y 15 años de escolaridad. Además, se muestra las disposiciones a pagar de acuerdo con la edad de las personas. Como se observa, las disposiciones a pagar no son menores: de hecho un individuo de sexo masculino con 15 años de escolaridad cuya edad está entre 55 y 75 años, estaría dispuesto a pagar cerca de 30 millones de pesos (del año 1998) (65 mil dólares), mientras que una mujer con siete años de escolaridad y en el mismo grupo de edad está dispuesta a pagar aproximadamente sólo 4 millones (9 mil dólares). Estas son cifras muy altas si se considera que la pauta de ingresos de hombres entre 55 y 75 años con 15 o más años de escolaridad ronda en promedio los 12 millones de pesos anuales (26 mil dólares), de acuerdo con la encuesta Casen 1998. Es decir este individuo hubiera estado dispuesto a pagar aproximadamente cerca de dos veces su ingreso laboral anual por los cambios en tasas de supervivencia observados entre 1980 y 1999.

¿Qué significan estas cifras a un nivel agregado? A continuación para tener una medida agregada del efecto de estos cambios en la supervivencia, procedemos a sumar las disposiciones a pagar, de acuer-

GRÁFICA 6. Disposiciones a pagar por cambios observados en tasas de supervivencia entre 1980 y 1999

(Millones de pesos de 1998)



do con el tamaño de la población en cada grupo de edad. Por ejemplo: de acuerdo con nuestras estimaciones que surgen de la gráfica 6 y que pueden considerarse estimaciones promedio, un hombre de 45 años de edad con 12 años de escolaridad, estaría dispuesto a pagar 13 millones de pesos (28 mil dólares) por los cambios en tasas de supervivencia. De acuerdo con nuestras estimaciones de población, en 1999, el tamaño de este grupo es de aproximadamente 89 mil personas. Por tanto, todo este grupo está dispuesto a pagar cerca de 90 mil millones de pesos (196 millones de dólares). Repitiendo este ejercicio para todos los grupos de edad y para ambos sexos y considerando la escolaridad se obtiene la disposición total a pagar. En el cuadro 3 se presenta las estimaciones de disposiciones a pagar para distintos grupos de la economía chilena como fracción del PIB en 1998.

Resulta interesante destacar las altas disposiciones a pagar por los cambios en las tasas de supervivencia. En realidad la suma total de las ganancias por aumentos en longevidad entre 1980 y 1999 para la población chilena representa cerca de 2.67 veces el PIB en 1998. Esta es una cifra muy alta si se considera que en ese mismo periodo, el PIB de Chile aumentó en cerca de 60%. Esto quiere decir que las ganancias por caídas en las tasas de mortalidad en ese periodo equivalen a cerca de 2.4 veces el aumento del PIB en ese periodo.

CUADRO 3. Disposición a pagar por aumentos de tasas de supervivencia entre 1980 y 1999

(Valores relativos al PIB de 1998)

<i>Edad</i>	<i>Hombres</i>	<i>Mujeres</i>
Menores a 31 años	0.44	0.22
Entre 31 y 50 años	0.60	0.24
Entre 51 y 65 años	0.43	0.15
Mayores de 65 años	0.40	0.17
Total	1.87	0.78

Si bien estos resultados parecen ser muy altos, ellos van de la mano con resultados similares en la bibliografía del tema. Murphy y Topel (1999) indican para el caso de los Estados Unidos que, en promedio entre 1970 y 1990, la caída en las tasas de mortalidad son asimilables a aproximadamente 2.4 billones de dólares anuales. Como el PIB de los Estados Unidos es cercano a los 8 billones en 1997, esto significa que la valoración total por ganancias de longevidad en los Estados Unidos entre 1970 y 1990 representa cerca de seis veces el PIB de ese país en 1997. De manera similar, Becker, Philipson y Soares (2003) encuentran que en términos anuales los aumentos de longevidad son asimilables a 90% del PIB anual *per capita* de Chile en 1965, es decir valores cercanos a 3.2 mil dólares. Además, Lichtenberg (1998) indica que cuando se considera dentro de la medida de bienestar la expectativa de vida, el bienestar crece en promedio 14% más rápido en los Estados Unidos, que en el caso en que se considere sólo variaciones en el PIB.

2. Evaluación económica de cambios en tasas de mortalidad por causas de muerte específicas

En la sección anterior se evaluaron las ganancias por las caídas en mortalidad observadas en los pasados dos decenios en Chile. En esta subsección se realizará un ejercicio que consiste en evaluar cuáles serían las ganancias al reducir las tasas de mortalidad en las cuatro enfermedades que son las principales causas de muerte en el Chile de fines de los años noventa. Para ello se toma como base 1999, y manteniendo constante la mortalidad por otros tipos de enfermedades se procede a ajustar por cambios potenciales en mortalidad de

una enfermedad específica. En este caso se realiza el ejercicio que consiste en disminuir 25% las tasas de mortalidad específicas de las cuatro principales enfermedades causantes de muerte. De esta manera, las probabilidades de supervivencia cambian sólo por las variaciones en mortalidad de dichas enfermedades.

Más formalmente, para evaluar la ganancia por los cambios en mortalidad específica se procederá a construir tablas de vida anuales pero reduciendo 25% las defunciones por edad y género de la enfermedad específica. Con esta información, más los parámetros calibrados del modelo (inclusive la senda de ocio), se construyen las ganancias por los cambios en tasas de mortalidades específicas a distintas edades, de la siguiente forma:

$$\frac{L_0^j}{S_v^t} \frac{1}{t} - \frac{1}{d} \quad t \quad t-1 \frac{1}{(1+r_x)^w} \quad w \quad l \quad \frac{S_0^v S_v^{j,t}}{S_0} - \frac{S_0^v S_v}{S_0}$$

En que $S_v^{j,t}$ indica la probabilidad de supervivencia entre v y t , una vez que se realizó el proyecto de modificar la tasa de mortalidad tipo j . La diferencia que se observa en el último término indica que la disposición a pagar por llevar adelante el proyecto j es simplemente la disposición a pagar en términos de valor presente, de los aumentos de valor de vida debido a dicho proyecto, tomando como base la situación inicial (situación observada en 1996).

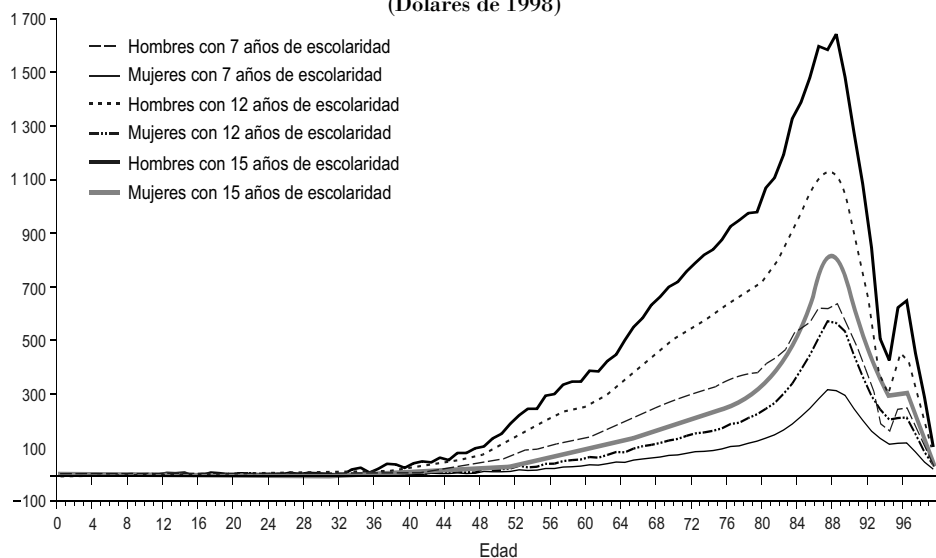
Como lo analizamos en la introducción, hay cuatro causas de fallecimientos en Chile que producen cerca de 25% de la mortalidad total: neumonía, infartos agudos al miocardio, accidente vascular encefálico agudo y tumores malignos del estómago. Las gráficas 7-10 muestran las ganancias por disminuir en 25% la mortalidad en cada una de estas enfermedades. Estas ganancias están medidas en dólares de 1998. Nuevamente en las gráficas se desglosan los resultados por género, edad y escolaridad (tal como en la gráfica 6).

La gráfica 7 muestra el caso de disminución en tasas de mortalidad por neumonía.⁸ Resultan muy interesantes dos aspectos: *i*) hay una inmensa disposición a pagar por disminuir la probabilidad de muerte por neumonía en el caso de individuos mayores de 80 años, y

⁸ En la subsección 3 se extiende el análisis de estas gráficas y se calcula el área debajo de estas curvas, es decir las ganancias agregadas de estos cambios en tasas de mortalidad.

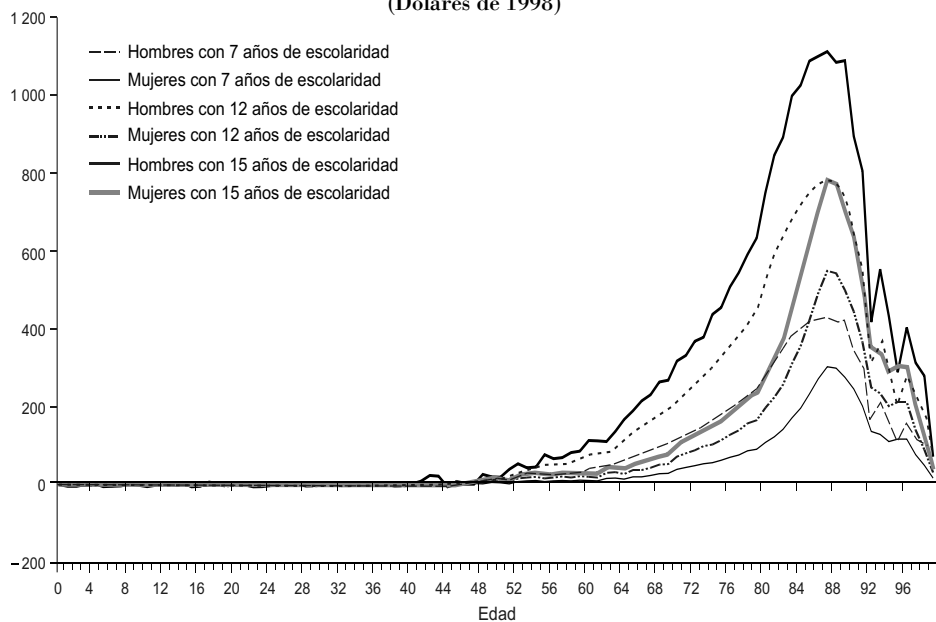
GRÁFICA 8. Valor de reducción de infarto al miocardio en 25 por ciento

(Dólares de 1998)



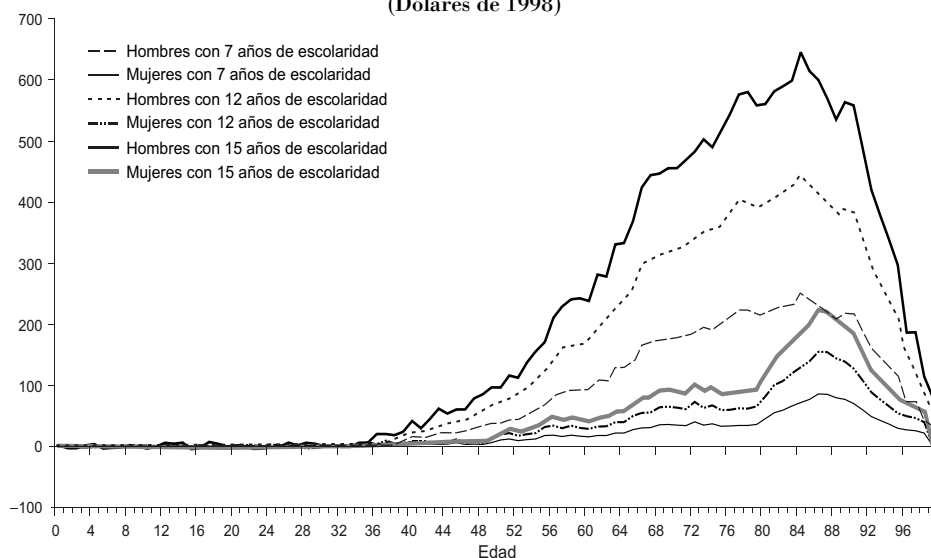
GRÁFICA 9. Valor de reducción de accidente encefálico en 25 por ciento

(Dólares de 1998)



GRÁFICA 10. Valor de reducción de tumores malignos al estómago en 25 por ciento

(Dólares de 1998)



cefálicos (gráfica 9) y tumores malignos al estómago (gráfica 10), aunque la disposición a pagar es algo menor en estos casos.

3. Valor económico total de reducir la mortalidad por enfermedades específicas, como porcentaje del PIB

Por último, en esta subsección nos preguntamos cuánto es el valor agregado de disminuir la mortalidad de estas enfermedades. El cuadro 4 resume nuestro ejercicio. Este consiste en calcular la ganancia *per capita* para hombres y mujeres. Después, este monto *per capita* (en el cuadro se muestra el monto *per capita* en dólares de 1998) se multiplica por el tamaño de la población con esas características, lo que otorga la ganancia total para ese grupo. Finalmente, se suman todos los grupos para obtener la ganancia total. El cuadro 4 registra esas ganancias totales como porcentaje del producto interno bruto de 1998 en la última fila.

Los resultados son bastantes significativos. Disminuir 25% la tasa de mortalidad por la neumonía equivale a 0.7% del PIB, mientras que la disminución en infarto al miocardio equivale a 0.82%. Este último valor está muy influido por las disposiciones a pagar de adul-

CUADRO 4. Valor de la disminución en la mortalidad de enfermedades específicas en 25 por ciento, 1999

Edad	Valor per capita, dólares de 1998		Población		Valor total	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
<i>Neumonía</i>						
25 a 44 años	20	3	2 317 484	2 314 156	45 701 406	7 258 903
45 a 54 años	67	13	749 376	778 495	50 326 216	9 829 701
55 a 64 años	116	30	486 403	541 026	56 274 074	16 489 331
65 y más años	949	423	440 758	620 477	418 462 341	262 583 465
Porcentaje del PIB						0.70
<i>Infarto agudo al miocardio</i>						
25 a 44 años	16	1	2 317 484	2 314 156	35 970 507	2 502 689
45 a 54 años	108	20	749 376	778 495	80 923 949	15 247 834
55 a 64 años	262	60	486 403	541 026	127 540 299	32 669 257
65 y más años	620	242	440 758	620 477	273 136 846	149 973 341
Porcentaje del PIB						0.82
<i>Accidentes encefálicos</i>						
25 a 44 años	3	0	2 317 484	2 314 156	7 751 888	0
45 a 54 años	19	12	749 376	778 495	13 901 391	9 330 953
55 a 64 años	72	24	486 403	541 026	35 116 179	12 892 194
65 y más años	393	207	440 758	620 477	173 173 870	128 284 798
Porcentaje del PIB						0.36
<i>Tumores malignos al estómago</i>						
25 a 44 años	36	8	2 317 484	2 314 156	84 220 095	17 962 648
45 a 54 años	164	32	749 376	778 495	122 841 954	24 702 285
55 a 64 años	335	63	486 403	541 026	162 865 255	34 098 962
65 y más años	312	88	440 758	620 477	137 385 722	54 464 699
Porcentaje del PIB						0.49

tos entre 45 y 70 años de edad, mientras que la ganancia de la neumonía depende de la aportación del grupo mayor de 80 años. Accidentes vasculares encefálicos y tumores malignos del estómago muestran 0.36 y 0.49% del PIB, respectivamente. Es decir, si se pudiera instrumentar este tipo de proyectos, se debería esperar una ganancia equivalente a 2.4% del PIB chileno.

Estas ganancias a nivel país se deben a que si bien las ganancias *per capita* son moderadas, el alto tamaño de la población produce considerables ganancias. Existe por tanto un efecto “masa” que amplía los efectos de la política de salud.

CONCLUSIONES

Este trabajo realiza las primeras estimaciones del valor económico de los cambios en mortalidad experimentados en Chile en los pasados dos decenios y muestra el efecto de medidas de política que permitieran reducir las tasas de mortalidad de las cuatro enfermedades específicas de mayor prevalencia en la mortalidad. Dadas las limitaciones de datos y encuestas relacionadas al tema, se sigue un enfoque teórico. Se obtiene que el valor de la reducción de la mortalidad entre 1979 y 1999 se estima en 2.7 veces el valor del PIB del periodo de base (1998), lo que es indicativo del enorme efecto de dicho beneficio que no aparece contabilizado en el PIB pero que obviamente tiene un efecto no despreciable en el bienestar de las personas.

En un ejercicio adicional se estima el valor de una reducción hipotética de la mortalidad de las cuatro enfermedades más importantes en la mortalidad de Chile en 1999. Se observa que el valor por persona así obtenido es dependiente del ciclo de vida y de sus características demográficas, como escolaridad y género. Los valores individuales resultan pequeños; en general inferiores a los mil dólares, sin embargo al agregarlos para todas las personas en dichas condiciones se obtienen resultados que en su totalidad suman, en términos anuales, 2.4% del PIB.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Anderson, R. N. (1999), “Method for Constructing Complete Annual U.S. Life Tables”, National Center for Health Statistics, Vital Health Stat. 2, 129.

- Becker, G., y C. Mulligan (1997), "The Endogenous Determination of Time Preference", *Quarterly Journal of Economics*, 112(3), pp. 729-758.
- , T. Philipson y R. Soares (2003), "The Quantity and Quality of Life and the Evolution of World Inequality", National Bureau of Economic Research, WP 9765, junio.
- Cutler, D., y E. Richardson (1997), "Measuring the Health of U. S. Population", *Brookings Papers: Microeconomics*, pp. 217-271.
- Heckman, J. (1974), "Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply", *Econometrica*, vol. 42, núm. 4, pp. 679-694.
- Lichtenberg, F. (1998), "Pharmaceutical Innovation, Mortality Reduction and Economic Growth", National Bureau of Economic Research, WP 6569, mayo.
- Miller, T. (2000), "Variations Between Countries in Values of Statistical Life", *Journal of Transport Economics and Policy*, 34, 2, pp. 169-188.
- MINSAL (1996), "Estudio carga de enfermedad. Informe final", Santiago, 19 de enero, mimeografiado.
- Murphy, K., y R. Topel (1999), "The Economic Value of Medical Research", The University of Chicago, inédito.
- Ortúzar, J. de D., y L. I. Rizzi (2003), "Valuation Case Studies", D. A. Hensher y K. J. Button (comps.), *Handbook of Transport and the Environment*, Amsterdam, Elsevier.
- Rosen, S. (1988), "The Value of Changes in Life Expectancy", *Journal of Risk and Uncertainty*, 1, pp. 285-304.
- Sapelli, y A. Torche (1998), "El seguro previsional de salud: Determinantes de la elección entre seguro público y privado, 1990-1994", *Cuadernos de Economía*, año 35, núm. 106, diciembre.
- Viscusi, W. (1993), "The Value of Risks to Life and Health", *Journal of Economic Literature*, 31, pp. 1912-1946.