

VALOR DE LA VIDA ESTADISTICA PARA LA REGION METROPOLITANA DE SANTIAGO ASOCIADA A CALIDAD DEL AIRE Y SEGURIDAD VIAL

Luis Ignacio Rizzi,
Departamento de Ingeniería de Transporte y Logística,
Pontificia Universidad Católica de Chile
Casilla 306, Código 105, Santiago 22, Chile.
e-mail: lir@ing.puc.cl

Natan Waintrub
Departamento de Ingeniería de Transporte y Logística,
Pontificia Universidad Católica de Chile
Casilla 306, Código 105, Santiago 22, Chile.
e-mail: nwaintrub@uc.cl

Palabras claves: valor de la vida estadística; seguridad vial, contaminación atmosférica

RESUMEN

Se reportan los resultados de un estudio destinado a estimar el valor de la vida estadística (VVE) en dos contextos, contaminación atmosférica y accidente de tránsito, encargado por el Ministerio de Medio Ambiente. Para ello, se llevó a cabo una encuesta de preferencias declaradas que consistió en realizar elecciones entre tres alternativas con diferente costo monetario según: (i) mortalidad presente por riesgo vial, (ii) riesgo de enfermedad cardiorrespiratoria asociada a la contaminación atmosférica como mortalidad presente, y (iii) el mismo riesgo anterior pero como mortalidad futura. Este último riesgo es el que la persona encuestada experimentará cuando cumpla 65 años, en caso de tener menos de 65 años al momento de ser encuestado. Para las personas mayores de 65 años, las alternativas solo consideran distintos costos para riesgos presente de mortalidad por accidentes viales y riesgos presente de mortalidad por enfermedad cardiorrespiratoria. La primera alternativa en cada ejercicio de elección representa la situación actual; las otras dos alternativas son hipotéticas y representan potenciales disminuciones en riesgos de mortalidad por accidentes viales y/o enfermedad cardiorrespiratoria. Este estudio es el primero de esta magnitud que se hace en Chile, con representación estadística a nivel de la Región Metropolitana de Santiago.

INTRODUCCION

Este artículo reporta los resultados de un estudio ejecutado por DICTUC S.A. y el Instituto de Sociología de la Facultad de Ciencias Sociales, ambos de la Pontificia Universidad Católica de Chile, para el Ministerio de Medio Ambiente, tiene como uno de sus objetivos la obtención de los valores de la vida estadística para ser aplicado en proyectos de seguridad vial y calidad del aire. Para ello, se realizó un estudio de preferencias declaradas a fin de calcular la disposición al pago comunitaria por prevenir un evento de mortalidad prematura en dos contextos diferentes, seguridad vial y enfermedad cardio-respiratoria asociada a la contaminación atmosférica. La estimación de los valores se basó en una muestra de más de 1.100 hogares de la Región Metropolitana de Santiago.

Este documento se basa en Greenlab (2014) y se estructura de la siguiente manera. La sección 1 describe la encuesta realizada. La sección 2 reporta las características de la muestra encuestada y la sección 3 entrega los resultados de la modelación. La sección 4 cierra con una discusión de los resultados.

1. DISEÑO DE LA ENCUESTA DE PREFERENCIAS DECLARADAS

Con el fin de estimar el valor por prevenir eventos de mortalidad prematura por accidentes de tránsito y por enfermedades cardiorrespiratorias asociadas a la contaminación del aire, se realizó un ejercicio de preferencias declaradas que permitió dar cuenta de la disposición a pago de los encuestados por disminuir ambos riesgos. El ejercicio de preferencias declaradas consistió en realizar elecciones entre tres alternativas que muestran diferentes riesgos presente de accidentes viales mortales, riesgos presente y futuro de mortalidad por enfermedad cardiorrespiratoria y diferentes costos monetarios. El riesgo futuro de mortalidad por enfermedad cardiorrespiratoria es el que la persona encuestada experimentará cuando cumpla 65 años, en caso de tener menos de 65 años al momento de ser encuestado. (Para las personas mayores de 65 años, las alternativas solo contienen riesgos presente de mortalidad por accidentes viales, riesgos presente de mortalidad por enfermedad cardiorrespiratoria y costos monetarios.)

En este ejercicio de preferencias declaradas, se debía elegir entre la “situación actual” respecto a las muertes provocadas por accidentes de tránsito y enfermedades cardiorrespiratorias asociadas a la contaminación del aire y dos programas hipotéticos o ficticios de política pública que lograrían una disminución de muertes prematuras por ambas causas a cambio de un costo a ser sufragado por los encuestados vía un cargo en una cuenta básica.

De esta manera, los encuestados debían transar riesgos presentes de muerte contra riesgos futuros de muerte. Cada encuestado percibirá que uno u otro riesgo lo afecta de menor o mayor manera y en base a ello tomará sus decisiones de elección. Por ejemplo, una persona de género masculino de 30 años se verá mucho más afectada por el riesgo presente de muerte prematura por accidente de tránsito y podría preferir alternativas que reduzcan principalmente este riesgo en detrimento de un riesgo de mortalidad prematura que le

comenzará a afectar de manera relevante 30 años después. Por el contrario, una persona cercana a los 65 años, podría elegir alternativas donde se reduce principalmente el riesgo de mortalidad prematura por enfermedad cardiorrespiratoria.

Los encuestados debían elegir entre las tres alternativas antes mencionadas en nueve ocasiones. Es decir, hubo nueve situaciones de elección en donde los encuestados se veían expuestos a realizar una decisión entre la “situación actual” o una de los programas hipotéticos.

El diseño estadístico de la encuesta de preferencias declaradas se hizo bajo un enfoque de diseño eficiente (Bliemer y Rose, 2006). A partir de i) los valores *a priori* de los coeficientes de las cuatro variables de diseño (riesgos presente de accidentes viales mortales, riesgos presente y futuro de mortalidad por enfermedad cardiorrespiratoria y costos monetarios), ii) los niveles de cada una de estas variables de diseño (tres niveles por atributo), iii) el número de alternativas disponibles por elección (la “situación actual” y los dos programas ficticios, Programa A y Programa B) y iv) el número de elecciones (nueve elecciones), se elaboró un diseño eficiente estadístico para cada rango etario de personas que respondieron la encuesta. Los rangos etarios fueron 3: 25 a 44 años, 45 a 64 años y mayores de 64 años.

2. DESCRIPCIÓN DE LA MUESTRA

El diseño muestral fue de tipo estratificado con un cierto grado de afijación proporcional y probabilístico a nivel multietápico. La Tabla 1 describe la composición de la muestra por sexo, edad y comuna.

Tabla 1. Composición de la muestra según variables de sexo y edad

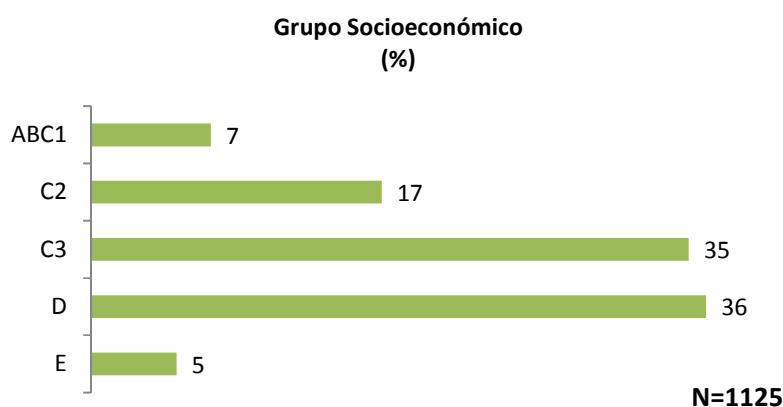
Variables	Valores	Distribución muestral		Distribución muestral	
		no ponderada		ponderada	
Sexo	Hombre	442	39,3%	544	48,3%
	Mujer	683	60,7%	581	51,7%
	<i>Total</i>	<i>1.125</i>	<i>100,0%</i>	<i>1125</i>	<i>100,0%</i>
Edad	25 a 34 años	309	27,5%	297	26,4%
	35 a 44 años	212	18,8%	261	23,2%
	45 a 54 años	225	20,0%	248	22,1%
	55 a 64 años	174	15,5%	181	16,1%
	65 a 80 años	205	18,2%	139	12,3%
	<i>Total</i>	<i>1125</i>	<i>100,0%</i>	<i>1125</i>	<i>100,0%</i>
Estrato	H1 Comunas oriente	230	20,4%	54	4,8%
	Comunas centro	145	12,9%	107	9,5%
	Comunas norte	112	10,0%	161	14,3%
	H2 Comunas poniente	191	17,0%	214	19,0%
	Comunas sur	175	15,6%	268	23,8%
	Comunas sur oriente	272	24,2%	321	28,6%
	<i>Total</i>	<i>1125</i>	<i>100,0%</i>	<i>1125</i>	<i>100,0%</i>

Fuente: Greenlab UC (2014)

A partir de variables de nivel educacional del jefe de hogar, ocupación del jefe de hogar y cantidad de bienes en el hogar, se generó una variable que permitió situar a los entrevistados

en un grupo socioeconómico. El 37% de las personas encuestadas pertenece a los grupos D y E, un 36%, al grupo C3 y un 24%, al C1-C2. El grupo D-E corresponde a niveles socioeconómicos más bajos donde los niveles educacionales son menores y se ejercen oficios menores no calificados. El grupo C3 refiere a sectores medios, en los cuales los niveles educacionales alcanzan al menos media completa y los oficios son administrativos. Finalmente, el grupo C1 y C2 refiere a sectores altos, con niveles educacionales superiores y ocupaciones profesionales (Gráfico 1).

Gráfico 1. Grupo Socioeconómico



Fuente: Greenlab UC (2014)

3. RESULTADOS DE LOS MODELOS DE ELECCIÓN DISCRETA

En esta sección, describimos el enfoque de modelación con que se analizan los datos de la encuesta de preferencias declaradas. El ejercicio de preferencias declaradas consiste en realizar elecciones entre tres alternativas que muestran diferentes riesgos presente de accidentes viales mortales, riesgos presente y futuro de mortalidad por enfermedad cardiorrespiratoria y costos monetarios. Cada encuestado percibirá que uno u otro riesgo lo afecta de menor o mayor manera y en base a ello tomará sus decisiones de elección. Los modelos estimados más simples son del siguiente tipo. Se supone que cada una de las tres alternativas de elección tiene una función de utilidad¹ así²:

$$V = \alpha * mort_vial + \beta * mort_cardio_{presente} + \eta * mort_cardio_{futuro} + \delta * costo \quad (1)$$

¹ En este tipo de modelos, se plantea una utilidad sistemática más un componente de error que da lugar a la función de utilidad estocástica (Ortúzar y Willumsen, 2011).

² Se supone una función de utilidad separable en el ingreso, tal que todas las alternativas adicionan un componente de utilidad $V(I)$. Dado que es el mismo para todas, no afecta la elección. Implícitamente, se supone que la utilidad marginal del ingreso es constante, supuesto plausible en este tipo de modelos, donde el gasto a realizar es una muy pequeña fracción del gasto personal total (Jara-Díaz, 2007).

α , β , η y δ son coeficientes a estimar, *mort* representa los fallecidos al año por la causa correspondiente y el *costo* es una cantidad de dinero a pagar mensualmente³. En el caso de personas mayores de 64 años, solo se consideran eventos de mortalidad presente en sus funciones de utilidad.

A partir de la ecuación anterior, lineal en los atributos de interés, se obtiene la disposición a pagar por reducir una mortalidad asociada a cada riesgo. Ejemplificamos con el riesgo de accidente vial. Se diferencia totalmente la ecuación (4) con respecto al número de eventos mortales al año por riesgo vial y al costo y se iguala el diferencial a cero a fin de mantener constante el nivel de utilidad:

$$dV = \frac{\partial V}{\partial \text{mort}_{\text{vial}}} dmort_{\text{vial}} + \frac{\partial V}{\partial \text{costo}} d\text{costo} = 0 \quad (2)$$

Manipulando la ecuación (5), obtenemos la (máxima) disposición al pago mensual (DAP) por reducir en una unidad el número esperado de fallecimientos anuales por riesgo vial *DAP_RV*. Para ello se divide el coeficiente asociado a la variable fatalidades anuales por riesgo vial (α) por el coeficiente del costo (δ)⁴:

$$DP_{\text{RV}} = \frac{d\text{costo}}{dmort_{\text{vial}}} = \frac{\frac{\partial V}{\partial \text{mort}_{\text{vial}}}}{\frac{\partial V}{\partial \text{costo}}} = \frac{\alpha}{\delta} \quad (3)$$

La estimación econométrica de los coeficientes de interés se realizó mediante el uso de modelos logit multinomiales. El modelo logit multinomial plantea que la probabilidad de elección de cada alternativa $P(i)$ ($i= 1, 2, 3$) está dada por la siguiente ecuación:

$$P(i) = \frac{\exp(V_i)}{\sum_{j=1}^3 \exp(V_j)} \quad (4)$$

con la variable V_i definida por la ecuación (4). Para estimar los modelos, se utiliza el software BIOGEME (Bierlaire, 2003).

Se estimaron también modelos logit jerárquicos a los efectos de correlacionar las dos alternativas hipotéticas. Ello significa que las dos situaciones hipotéticas se perciben como similares, desde el punto de vista del encuestado y, en tal caso, el modelo logit jerárquico se manifestará como un modelo superior al modelo logit multinomial (Ortúzar y Willumsen, 2011).

³ En el caso de la alternativa actual, a la utilidad sistemática se le agrega una constante que capta una preferencia *per se* por la situación actual que va más allá de las cuatro variables explicativas.

⁴ En estricto rigor, falta multiplicar por -1. Esto no se ha hecho para que la expresión resultante se lea como número positivo.

También mostraremos los resultados de un modelo logit multinomial con efecto panel que permite correlacionar las respuestas por individuo. Para cada individuo, se adiciona un error independiente e idénticamente distribuido (iid) Normal a la utilidad de cada alternativa. Este término de error genera correlación entre las utilidades de cada alternativa para todas las elecciones de una misma persona. Si j indexa a las personas; i , a las alternativas y l , a las respuestas de una persona, la utilidad aleatoria para la alternativa i , individuo j , y elección l se escribe así:

$$U_{jil} = \alpha * mort_vial_{jil} + \beta * mort_cardio_{presente\ jil} + \eta * mort_cardio_{futuro\ jil} + \delta * costo_{jil} + \tau_{ji} \quad (5)$$

donde τ es un error iid Normal que lleva solo dos índices (j e i), correlacionando la utilidad de la alternativa i para la persona j para todas sus elecciones.

3.1 Modelos Básicos

Se estimaron modelos logit multinomial con y sin constante para la alternativa que corresponde a la situación actual. La Tabla 2 muestra estos dos modelos.

Tabla 2. Modelos Básicos Logit Multinomial

	Coefficientes	Test-t	Coefficientes	Test-t
Constante (situación actual)	-0,17	-2,05		
fat_vial (α)	-0,0179	-12,07	-0,0202	-21,62
fat_cardio _{presente} (β)	-0,00104	-3,3	-0,00152	-6,96
fat_cardio _{futuro} (η)	-0,0007	-7,77	-0,000851	-16,29
Costo (δ)	-0,000101	-8,49	-0,0000879	-8,82
Log-verosimilitud	-10.531,806		-10.533,904	
α / δ (CLP)	177		229,8	
	[136; 234]		[195; 279]	
β / δ (CLP)	10		17,3	
	[5; 17]		[13; 23]	
η / δ (CLP)	7		9,7	
	[5; 10]		[8; 12]	

Los intervalos de confianza al 90% de los valores de la disposición al pago aparecen entre los signos []. CLP: peso chileno.

Fuente: Greenlab UC (2014)

Todos los coeficientes estimados muestran el esperado signo negativo: a mayor valor de la variable, mayor es la desutilidad. También todos los coeficientes son estadísticamente significativos según se reporta en la columna 'Test-t'. En las últimas tres filas, se muestran los valores de las disposiciones al pago por mortalidad vial, mortalidad cardiorrespiratoria presente y mortalidad cardiorrespiratoria futura respectivamente.

Dos resultados destacan. En primer lugar, la diferencia a favor de la reducción de riesgos viales en comparación a la reducción de riesgo por enfermedad cardiorrespiratoria presente y futuro es notablemente mayor. Suele argumentarse que cuando existe un riesgo que no está

bajo control del individuo, la disposición al pago aumenta en comparación a un riesgo sobre el que la persona tiene mayor control. Claramente esto no sucede en este caso. En segundo lugar, colocarle una constante a la situación actual produce un mejor ajuste estadístico del modelo. Al tomar un valor negativo, la constante penaliza la utilidad de la situación actual; sin embargo, las disposiciones al pago caen. Ello podría interpretarse como una tendencia a elegir alguna de las dos situaciones hipotéticas por el simple hecho de que mejora el panorama de la salud.

La Tabla 3 muestra los mismos dos modelos, bajo el supuesto que las dos alternativas hipotéticas están correlacionadas. Para ello, se estimaron modelos logit jerárquicos. En ambos modelos, el parámetro de escala del nido inferior es menor a uno (1), sugiriendo correlación entre las alternativas hipotéticas. La constante pasa a ser positiva, dándole un adicional de utilidad a la alternativa actual. Este modelo confirmaría que las dos situaciones hipotéticas son vistas como un bloque en relación a la situación actual.

Tabla 3. Modelos Básicos Logit Jerárquicos

	Coeficientes	Test-t	Coeficientes	Test-t
Constante (situación actual)	1,19	3,47		
fat_vial (α)	-0,0375	-7,26	-0,0206	-16,96
fat_cardio _{presente} (β)	-0,0023	-3,29	-0,000737	-2,02
fat_cardio _{futuro} (η)	-0,00126	-6,49	-0,000721	-8,98
Costo (δ)	-0,000246	-5,37	-0,000154	-5,91
Log-verosimilitud	-10.517,411		-10.526,261	
Parámetro de escala nido inferior	0,415	-9,50	0,743	-4,02
α / δ (CLP)	152		138	
	[117; 208]		[103; 191]	
β / δ (CLP)	9		5	
	[5; 16]		[0; 12]	
η / δ (CLP)	4		5	
	[4; 8]		[3; 7]	

¹Estos dos test-t tienen como hipótesis nula un valor del parámetro igual a 1. Los intervalos de confianza al 90% de los valores de la disposición al pago aparecen entre los signos []. CLP: peso chileno.

Fuente: Greenlab UC (2014)

El tercer modelo básico que se reporta es un modelo logit multinomial con efecto panel; es decir, una especificación logit que modela de manera explícita la correlación entre las elecciones de un mismo individuo. Estos modelos (Tabla 4) producen una sustancial reducción en el valor absoluto de la log-verosimilitud, siendo ello un indicio de fuerte correlación entre las elecciones realizadas por una misma persona.

Tabla 4. Modelos Básicos Logit Multinomial con Efecto Panel

	Coeficientes	Test-t	Coeficientes	Test-t
Constante (situación actual)	-1,21	-8,98		
Varianza término de error τ	1,88	34,02	1,8	34,68
fat_vial (α)	-0,0223	-12,03	-0,033	-22,19
fat_cardio _{presente} (β)	-0,00255	-6,14	-0,00427	-11,45
fat_cardio _{futuro} (η)	-0,000563	-4,99	-0,00121	-13,35
Costo (δ)	-0,000124	-8,61	-0,0000659	-5,1
Log-verosimilitud	-8.231,262		-8.273,304	
α / δ (CLP)	179,8		500,8	
	[135; 247]		[347; 891]	
β / δ (CLP)	20,6		64,8	
	[12; 32]		[42; 119]	
η / δ (CLP)	4,5		18,4	
	[3; 7]		[12; 33]	

Los intervalos de confianza al 90% de los valores de la disposición al pago aparecen entre los signos []. CLP: peso chileno.

Fuente: Greenlab UC (2014)

Por último presentamos un modelo con efecto panel donde se tiene un τ para la situación actual y otro τ que afecta simultáneamente a las dos situaciones hipotéticas de elección. De esta manera, no solo se introduce correlación entre las respuestas de un mismo individuo sino también correlación entre alternativas hipotéticas (tal como en el modelo logit jerárquico). La Tabla 5 muestra los resultados. La logverosimilitud del modelo estimado ha descendido en comparación a los modelos de la Tabla 4, sugiriendo la existencia de ambos tipos de correlación.

Tabla 5. Modelos Básicos Logit Multinomial con Efecto Panel y Correlación entre Alternativas Hipotéticas

	Coeficientes	Test-t	Coeficientes	Test-t
Constante (situación actual)	-4,94	-12,08		
Varianza término de error τ	5,49	16,07	5,3	15,19
fat_vial (α)	-0,0155	-10,24	-0,022	-14,15
fat_cardio _{presente} (β)	-0,00235	-6,45	-0,00347	-9,36
fat_cardio _{futuro} (η)	-0,000369	-3,7	-0,000811	-7,9
Costo (δ)	-0,000105	-8,78	-0,0000703	-5,84
Log-verosimilitud	-7.548,695		-7.698,739	
α / δ (CLP)	147,6		312,9	
	[110; 201]		[221; 495]	
β / δ (CLP)	22,4		49,4	
	[14; 34]		[32; 82]	
η / δ (CLP)	3,5		11,5	
	[2; 6]		[8; 19]	

Los intervalos de confianza al 90% de los valores de la disposición al pago aparecen entre los signos []. CLP: peso chileno.

Fuente: Greenlab UC (2014)

Todos los modelos básicos permiten el cálculo de intervalos de confianza al 90% para los valores de la disposición al pago usando la fórmula propuesta por Armstrong et al. (2001).

Esto significa que el verdadero valor de la disposición al pago se encuentra dentro del intervalo con una probabilidad del 90 %.

3.2 Modelos con Variables Dicotómicas según Edad, Estrato Socio-económico y Género

Los modelos presentados en esta sección tienen por objetivo estimar la disposición al pago en función de tres variables estratificadoras: edad, nivel socioeconómico y género. Para ello, se incorporan en la función de utilidad sistemática variables dicotómicas según edad, nivel socio-económico y sexo. En primer lugar, presentaremos las tres estratificaciones por separado y en segundo lugar, en conjunto. Comenzamos con los modelos logit multinomiales que estratifican por edad. En este caso, la variable asociada, por ejemplo, al riesgo vial se parametriza así:

$$\alpha + \alpha_{45-64} D_{45-44} + \alpha_{>64} D_{>64}$$

donde D_{45-44} y $D_{>64}$ son variables dicotómicas que toman el valor 1 (uno) cuando la edad de la persona corresponde a dicho rango de edad y si no, toman el valor cero. Si ambas variables dicotómicas son igual a cero, entonces la persona pertenece al rango etario 25-44 años. De esta manera, si la persona tiene entre 25 y 44 años, le corresponde el coeficiente α en relación al riesgo vial, si tiene entre 45 y 64, le corresponde la suma de los coeficientes $\alpha + \alpha_{45-64}$, y si tiene más de 64 años, le corresponde la suma de coeficientes $\alpha + \alpha_{>64}$. De manera análoga, se procede en relación a las demás variables. El cálculo de la disposición al pago debe adaptarse en función de las variables dicotómicas. La Tabla 6 entrega las disposiciones al pago en relación a los eventos de mortalidad por riesgo vial (análogo procedimiento se aplica en los otros dos casos).

Tabla 6. Cálculo de las Disposiciones al Pago en Modelos Estratificados según Edad

Rango etario	Disposiciones al pago por reducir una muerte por riesgo vial
25-44 (CLP)	$\frac{\alpha}{\delta}$; $D_{45-44} = D_{>64} = 0$
45-64 (CLP)	$\frac{\alpha + \alpha_{45-64}}{\delta + \delta_{45-64}}$; $D_{45-44} = 1$; $D_{>64} = 0$
>64 (CLP)	$\frac{\alpha + \alpha_{>64}}{\delta + \delta_{>64}}$; $D_{45-44} = 0$; $D_{>64} = 1$

Fuente: Greenlab UC (2014)

La Tabla 7 presenta los resultados obtenidos con los modelos logit multinomiales estratificando por edad. A primera vista, pareciera ser que la gente más joven tiene mayor disposición al pago por reducir riesgos de mortalidad por accidente vial; las personas mayores son quienes poseen la menor disposición al pago. Los modelos con constante muestran nuevamente una menor disposición al pago para todo rango de edad, para todo riesgo a la salud. Sin embargo, el resultado más relevante es que la diferencia entre la disposición al pago por reducir riesgos presente de mortalidad vial y mortalidad por enfermedad

cardiorrespiratoria asociada a la contaminación se han reducido a un factor de proporcionalidad entre 2 y 3 para personas entre 25 y 64 años. Si bien se logra un mejor ajuste (al comparar con resultados de la Tabla 2), varios coeficientes no resultan ser significativos.

Tabla 7. Modelos Logit Multinomial - Estratificación por Edad

	Coeficientes	Test-t	Coeficientes	Test-t
Constante (situación actual)	-0,0834			
Riesgo Vial				
α	-0,0221	-11,71	-0,0231	-17,12
α_{45-64}	0,00732	3,36	0,00725	3,33
$\alpha_{>64}$	0,019	5,88	0,0181	6,06
Riesgo enfermedad cardiorrespiratoria presente				
β	-0,0101	-4,42	-0,0112	-6,94
β_{45-64}	0,00225	0,97	0,00318	1,65
$\beta_{>64}$	0,00915	4,32	0,0101	6,17
Riesgo enfermedad cardiorrespiratoria futuro				
η	-0,000635	-5,78	-0,000696	-10,4
η_{45-64}	0,0000137	0,1	-0,0000188	-0,15
Costo				
δ	-0,000113	-6,8	-0,000108	-7,1
δ_{45-64}	0,0000165	0,74	0,0000179	0,8
$\delta_{>64}$	0,0000311	1,06	0,0000389	1,44
Log-verosimilitud	-10.468,636		-10.468,88	
Disposiciones al pago por rango etario por reducir		Una muerte por riesgo vial		
25-44 (CLP)	196		214	
45-64 (CLP)	153		176	
>64 (CLP)	38		72	
		Una muerte por riesgo presente por enfermedad cardiorrespiratoria asociado a la contaminación atmosférica		
25-44 (CLP)	89		104	
45-64 (CLP)	81		89	
>64 (CLP)	12		16	
		Una muerte por riesgo futuro de mortalidad por enfermedad cardiorrespiratoria asociado a la contaminación atmosférica		
25-44 (CLP)	6		6	
45-64 (CLP)	6		8	

CLP: peso chileno.

Fuente: Greenlab UC (2014)

La Tabla 8 muestra los modelos logit multinomial que discriminan por nivel socioeconómico con y sin constante. Los niveles socio-económicos se definen según se explica en la sección 2. En este caso, se toma como valor de referencia el nivel socio-económico bajo. Si la persona pertenece al nivel socioeconómico bajo, le corresponde el coeficiente α en relación al riesgo vial, si pertenece al nivel socioeconómico medio, le corresponde la suma de los coeficientes

$\alpha + \alpha_{\text{medio}}$ y si pertenece al nivel socioeconómico alto, le corresponde la suma de coeficientes $\alpha + \alpha_{\text{alto}}$. De manera análoga, se procede en relación a las demás variables. El cálculo de las disposiciones al pago sigue la misma lógica explicada en el caso de los modelos estratificados por edad.

Tabla 8. Modelos Logit Multinomial - Estratificación por nivel socioeconómico

	Coefficientes	Test-t	Coefficientes	Test-t
Constante (situación actual)	-0,279	-3,33		
Riesgo Vial				
α	-0,00859	-4,24	-0,0127	-7,88
α_{medio}	-0,00778	-3,36	-0,00747	-3,22
α_{alto}	-0,0167	-7,3	-0,0163	-7,12
Riesgo enfermedad cardiorrespiratoria presente				
β	0,000476	1,27	-0,00029	-0,99
β_{medio}	-0,00262	-4,78	-0,00263	-4,83
β_{alto}	-0,004	-6,89	-0,00401	-6,93
Riesgo enfermedad cardiorrespiratoria futuro				
η	-0,000507	-4,34	-0,000753	-8,28
η_{medio}	0,0000389	0,3	0,0000319	0,25
η_{alto}	-0,000335	-2,6	-0,000328	-2,55
Costo				
δ	-0,000162	-8,73	-0,000135	-8,08
δ_{medio}	0,0000642	2,62	0,0000591	2,41
δ_{alto}	0,000102	4,2	0,0000946	3,9
Log-verosimilitud	-10.406,777		-10412,283	
Una muerte por riesgo vial				
Disposiciones al pago por estrato socio-económico por reducir				
Estrato bajo (CLP)	53		94	
Estrato medio (CLP)	167		266	
Estrato alto (CLP)	422		718	
Una muerte por riesgo presente por enfermedad cardiorrespiratoria asociado a la contaminación atmosférica				
Estrato bajo (CLP)	0		2	
Estrato medio (CLP)	22		38	
Estrato alto (CLP)	59		106	
Una muerte por riesgo futuro de mortalidad por enfermedad cardiorrespiratoria asociado a la contaminación atmosférica				
Estrato bajo (CLP)	3		6	
Estrato medio (CLP)	5		10	
Estrato alto (CLP)	14		27	

CLP: peso chileno.

Fuente: Greenlab UC (2014)

A mayor estrato socioeconómico mayor es la disposición al pago para los tres riesgos a la salud. Este patrón de resultados tiene dos explicaciones. Por un lado, los coeficiente asociados a riesgo vial y riesgo presente y futuro por enfermedad cardiorrespiratoria crecen en valor absoluto (o se vuelven más negativos) a mayor estrato socioeconómico; por otro lado, el coeficiente del costo se vuelve menor en valor absoluto (o menos negativo). De esta manera, hay un efecto tanto sobre el numerado como el denominador de la disposición al pago que se refuerzan.

La diferencia de la disposición al pago entre el riesgo presente de mortalidad por accidente vial y el riesgo presente de mortalidad por enfermedad cardiorrespiratoria para los estratos medios y altos está dada por un factor de proporcionalidad entre 7 y 8. En este caso, vuelve a manifestarse con fuerza la mayor disposición al pago por reducir riesgos viales, a diferencia de la estratificación por edades. Si bien se trata de modelos no anidados, el modelo con estratificación socioeconómica alcanza una menor log-verosimilitud, prueba de un potencial mejor ajuste. Y una vez más, los modelos con constante entregan una menor valoración de los riesgos de mortalidad.

A continuación, presentamos los modelos logit multinomial que estratifican por sexo (Tabla 9). Si la persona encuestada es hombre, le corresponde el coeficiente α en relación al riesgo vial, si es mujer, le corresponde la suma de los coeficientes $\alpha + \alpha_{\text{mujer}}$. De manera análoga, se procede en relación a las demás variables. El cálculo de las disposiciones al pago sigue la misma lógica explicada en el caso de los modelos estratificados por edad.

Tabla 9. Modelos Logit Multinomial - Estratificación por sexo

	Coeficientes	Test-t	Coeficientes	Test-t
Constante (situación actual)	-0,169	-2,04		
Riesgo Vial				
α	-0,0182	-9,65	-0,0205	-13,76
α_{mujer}	0,000497	0,26	0,000507	0,26
Riesgo enfermedad cardiorrespiratoria presente				
β	-0,000684	-1,65	-0,00115	-3,37
β_{mujer}	-0,00061	-1,37	-0,000608	-1,37
Riesgo enfermedad cardiorrespiratoria futuro				
η	-0,000638	-5,77	-0,000787	-9,45
η_{mujer}	-0,000103	-0,97	-0,000105	-0,98
Costo				
δ	-0,0000883	-5,13	-0,0000746	-4,7
δ_{mujer}	-0,0000217	-1,06	-0,0000221	-1,08
Log-verosimilitud	-10530,16		-10532,233	
Disposiciones al pago por género por reducir		Una muerte por riesgo vial		
Hombre (CLP)	206		275	
Mujer (CLP)	161		207	
		Una muerte por riesgo presente por enfermedad cardiorrespiratoria asociado a la contaminación atmosférica		
Hombre (CLP)	8		15	
Mujer (CLP)	12		18	
		Una muerte por riesgo futuro por enfermedad cardiorrespiratoria asociado a la contaminación atmosférica		
Hombre (CLP)	7		11	
Mujer (CLP)	7		9	

CLP: peso chileno.

Fuente: Greenlab UC (2014)

La variable *sex* contribuye a obtener un modelo superior desde el punto de vista estadístico. A pesar de que la percepción del riesgo es diferente entre hombres y mujeres y a pesar del hecho de que las mujeres sufren menos el riesgo de accidente vial que los hombres, (a un

nivel de confianza del 95%) no se observan diferencias por sexo en la disposición al pago por prevención de riesgos de muerte.

El último modelo a presentar combina las tres variables estratificadoras y permite interacciones entre edad y nivel socioeconómico. Sus resultados se muestran en la Tabla 10. En este caso, se muestra el mejor modelo obtenido, exigiendo a todos los coeficientes alcanzar un test-t igual a 1,64 o mayor –dado que el mejor modelo incluye una constante, no se vuelve a estimar el modelo sin constante.

Tabla 10. Modelos Logit Multinomial - Estratificación por edad, nivel socio-económico y sexo

	Coefficientes	Test-t
Constante (situación actual)	-0,171	-1,81
Riesgo Vial		
α	-0,014	-6,25
α_{45-64}	0,00374	1,78
$\alpha_{>64}$	0,0184	5,25
α_{medio}	-0,00503	-2,1
α_{alto}	-0,0132	-5,52
α_{mujer}		
Riesgo enfermedad cardiorrespiratoria presente		
β	-0,00517	-4,32
β_{45-64}		
$\beta_{>64}$	0,00525	4,72
β_{medio}	-0,00187	-3,32
β_{alto}	-0,00795	-4,25
β_{mujer}		
Riesgo enfermedad cardiorrespiratoria futura		
η	-0,00058	-5,89
η_{45-64}	0,00029	2,24
η_{medio}		
η_{alto}		
η_{mujer}		
Costo		
δ	-0,000156	-8,44
δ_{45-64}		
$\delta_{>64}$		
δ_{medio}	0,0000485	1,98
δ_{alto}	0,0000712	2,76
δ_{mujer}		
Interacciones		
Riesgo Vial		
$\alpha_{45-64} * \alpha_{\text{medio}}$		
$\alpha_{>64} * \alpha_{\text{medio}}$	-0,0145	-2,19
$\alpha_{45-64} * \alpha_{\text{alto}}$		
$\alpha_{>64} * \alpha_{\text{alto}}$		
Riesgo enfermedad cardiorrespiratoria presente		
$\beta_{45-64} * \beta_{\text{medio}}$		
$\beta_{>64} * \beta_{\text{medio}}$		
$\beta_{45-64} * \beta_{\text{alto}}$		
$\beta_{>64} * \beta_{\text{alto}}$	0,00518	2,69
Riesgo enfermedad cardiorrespiratoria futura		
$\eta_{45-64} * \eta_{\text{medio}}$		

	Coefficientes	Test-t
$\eta_{>64} * \eta_{\text{medio}}$		
$\eta_{45-64} * \eta_{\text{alto}}$	-0,00145	-5,65
$\eta_{>64} * \eta_{\text{alto}}$		
Costo		
$\delta_{45-64} * \delta_{\text{medio}}$		
$\delta_{>64} * \delta_{\text{medio}}$	0,000101	2,03
$\delta_{45-64} * \delta_{\text{alto}}$	0,000106	2,88
$\delta_{>64} * \delta_{\text{alto}}$		
Log-verosimilitud	-10.330,676	
Disposiciones al pago muestral por reducir (CLP)	Mediana	Promedio ¹
Una muerte por riesgo vial	142	Indefinido
Una muerte por riesgo presente por enfermedad cardiorrespiratoria asociado a la contaminación atmosférica	66	Indefinido
Una muerte por riesgo futuro por enfermedad cardiorrespiratoria asociado a la contaminación atmosférica	4	Indefinido

¹Dado que para un estrato el coeficiente del costo resulta ser estadísticamente igual a cero, la DAP para este estrato no está definida y por ende no está definido el promedio. CLP: peso chileno.
Fuente: Greenlab UC (2014)

Observamos variación sistemática en coeficientes en función del estrato socioeconómico al que pertenece la persona. Los efectos lineales observados son similares a los descritos en la explicación de los tres modelos estratificados ya presentados. Las interacciones son más complejas de interpretar por tratarse de fenómenos no lineales. En la Tabla 11, presentamos la DAP que corresponde a cada estrato (dado que la variable sexo no sale significativa, no afectará la estratificación):

Tabla 11. Modelo Logit Multinomial Estratificado - Disposición al Pago por estrato (CLP)

Edad	Nivel Socio-económico	Muerte reducida por riesgo vial	Muerte reducida por riesgo presente por enfermedad cardiorrespiratoria asociada a la contaminación atmosférica	Muerte reducida por riesgo futuro por enfermedad cardiorrespiratoria asociada a la contaminación atmosférica
25-44	Bajo	90	33	4
	Medio	177	65	5
	Alto	321	155	7
45-64	Bajo	66	33	2
	Medio	142	65	3
	Alto ¹	Indefinido	Indefinido	Indefinido
>64	Bajo ²	0	0	-
	Medio	2328	275	-
	Alto	104	32	-

¹ Estadísticamente, su coeficiente del costo es igual a cero, lo que vuelve su disposición al pago indefinida. ² Estadísticamente se trata de gente con disposición al pago igual a cero. CLP: peso chileno.

Fuente: Greenlab UC (2014)

Tanto para las personas de 25-44 y 45-64 años, la DAP cambia en el sentido esperado en relación al nivel socio-económico. Para las personas mayores de 64 años, parece ser que las

personas de nivel medio son las que tienen la mayor disposición al pago. En todos los casos menos uno, se observa que la DAP por riesgo vial es entre dos y tres veces mayor a las DAP por riesgo cardiorrespiratorio presente. Solo en un caso, la diferencia es casi nueve veces mayor.

Otro resultado a destacar en relación a este último modelo es que cuando se lo estima como logit jerárquico, se obtiene un modelo estadísticamente igual al recién descrito. Es decir, una mejor especificación de la función de utilidad sistemática hace desaparecer el efecto asociado a la correlación entre las alternativas hipotéticas. En otras palabras, la disposición al pago por prevención de riesgos a la salud no es uniforme en la población y esta variación en los gustos podría ser más relevante que la correlación entre las dos alternativas hipotéticas.

3.3 Estimación del Valor de la Vida Estadística por Tipo de Riesgo

Explicaremos la obtención del valor de la vida estadística (VVE) en relación al riesgo de mortalidad presente por enfermedad cardiorrespiratoria asociada a la contaminación atmosférica. El VVE en relación al riesgo por mortalidad vial se obtiene de manera análoga.

Anteriormente explicamos cómo se obtiene la disposición al pago por reducir un evento de mortalidad presente por enfermedad cardiorrespiratoria asociada a la contaminación atmosférica. Dicho valor debe multiplicarse por 12 para pasar a la disposición al pago anual. Puesto que la reducción de un evento de mortalidad es un bien público que afecta a personas según rango etario, estas disposiciones al pago anuales deben sumarse sobre todas las personas que pertenecen al rango etario. De esta manera, obtenemos el VVE según el rango etario (r_e) (i indexa a las personas que pertenecen al rango etario):

$$VVE_{\text{cardio}_{\text{presente}}}^{r_e} = 12 \sum_i \left(\frac{\beta}{\delta} \right)_i \quad (6)$$

En el caso de modelos básico como los descritos en la sección 3.1, donde $\left(\frac{\beta}{\delta} \right)_i = \frac{\beta}{\delta}$, $\forall i$, la ecuación anterior se reduce a

$$VVE_{\text{cardio}_{\text{presente}}}^{r_e} = 12 \cdot \frac{\beta}{\delta} Q_{r_e} \quad (7)$$

donde Q_{r_e} es el total de personas en el rango etario correspondiente. Para modelos con estratificación socioeconómica, se tendrán diferentes valores de $\frac{\beta}{\delta}$ para los distintos estratos.

Para distintos rangos etarios, el VVE puede ser diferente aunque el valor de $\frac{\beta}{\delta}$ sea el mismo, puesto que para obtener el VVE debe multiplicarse por el total de personas en el rango etario.

Por último, el cálculo reviste una complicación adicional por estar trabajándose con una muestra. Por un lado, se estima una disposición al pago promedio que debe multiplicarse por el total de personas que componen el rango etario. Por otro lado, cada persona encuestada tiene asociado un ponderador w_i , por lo tanto, la ecuación (6) debe calcularse así:

$$VVE_{cardio_{presente}}^{r-e} = 12Q_{r-e} \sum_{i \in r-e} \left(\frac{\beta}{\delta} \right)_i \frac{w_i}{\sum_{i \in r-e} w_i} \quad (8)$$

En la ecuación (8), i indexa a las personas que corresponden al rango etario en la muestra. Finalmente para obtener el VVE promedio poblacional, se usa la siguiente ecuación⁵:

$$\sum_{r-e} \left(VVE_{cardio_{presente}}^{r-e} \frac{\sum_{i \in r-e} w_i}{\sum_{r-e} \sum_{i \in r-e} w_i} \right) = \frac{12}{\sum_{r-e} \sum_{i \in r-e} w_i} \sum_{r-e} \left(Q_{r-e} \sum_{i \in r-e} \left(\frac{\beta}{\delta} \right)_i w_i \right)$$

El VVE por riesgo vial se calcula de manera análoga. El VVE por riesgo de mortalidad futura por enfermedad cardiorrespiratoria asociada a la contaminación atmosférica se calcula solo para los rangos etarios 25-44 y 45-64.

La Tabla 12 entrega los valores de la vida estadística estimados a partir de los estimadores puntuales según los diferentes modelos para los diferentes tipos de riesgo.

4. DISCUSIÓN DE RESULTADOS

Al revisar los modelos estimados y los resultados del VVE obtenidos destacan los siguientes puntos. En primer lugar, incluir o no una constante en la utilidad sistemática de la alternativa actual hace una diferencia notable en el valor el VVE estimado. La inclusión de la constante lleva a una importante reducción en los valores del VVE en la mayoría de los casos.

En segundo lugar, los resultados del modelo logit multinomial con efecto panel y correlación entre alternativas hipotéticas sugieren la presencia de dos fenómenos de correlación. El primero de ellos se refiere a la necesidad de considerar de manera explícita la naturaleza de panel de datos de nuestra encuesta de preferencias declaradas en la que los encuestados responden nueve situaciones de elección. De esta manera, sus nuevas respuestas se correlacionan. Este efecto aparece con mucha fuerza. También se observa correlación entre alternativas hipotéticas, lo que sugiere que la elección es principalmente entre el *status quo* (situación actual) y una mejor política de salud pública (situación hipotética 1 o 2).

⁵ A los efectos de calcular los valores poblacionales, se supone que la población por rango etario es la siguiente: 1.900.000 personas entre 25 y 44 años; 1.500.000 personas entre 45 y 64 años y 600.000 personas mayores de 64 años. (Datos obtenidos del siguiente enlace web del Instituto Nacional de Estadísticas: <http://palma.ine.cl/demografia/cd/Excel2003/datCom/SalComUsuarios-13Tok.xls>.)

Tabla 12. Valor de la Vida Estadística (Estimador Puntual) según Modelo Estimado (CLP millones)

	Riesgo vial	Riesgo enfermedad cardiorrespiratoria presente	Riesgo enfermedad cardiorrespiratoria futuro
Logit Multinomial Básico			
Con constante	3.373	196	144
Sin constante	4.374	329	200
Logit Jerárquico Básico			
Con constante	2.901	178	106
Sin constante	2.546	91	97
Logit Multinomial Básico con efecto Panel			
Con constante	3.423	391	94
Sin constante	9.531	1.233	380
Logit Multinomial Básico con efecto Panel y correlación entre alternativas hipotéticas			
Con constante	2.810	426	73
Sin constante	5.957	940	239
Logit Multinomial estratificación por edad			
Con constante	3.291	1.577	123
Sin constante	3.685	1.795	147
Logit Multinomial estratificación por nivel socioeconómico			
Con constante	3.587	436	137
Sin constante	6.005	797	261
Logit Multinomial estratificación por género			
Con constante	3.478	187	144
Sin constante	4.561	320	204
Logit Multinomial estratificación por edad, nivel socioeconómico y género. Valor calculado a partir de la Mediana			
Con constante	2.707	1.246	77

CLP: peso chileno.

Fuente: Greenlab UC (2014)

En tercer lugar, cuando se pasa a los modelos que estratifican, se observa que la edad y el nivel socio-económico condicionan las elecciones de las personas, siendo la variable nivel socio-económico la de mayor impacto. El modelo de la Tabla 10 pone sobre la mesa un tema no menor a la hora de seleccionar valores monetarios: el VVE estimado cambia de manera importante si se lo calcula a partir del promedio de las disposiciones al pago o de la disposición al pago correspondiente al percentil 50. En este caso en particular, peor aún, el valor promedio no está definido debido a que para cierto grupo de personas el coeficiente del costo se vuelve cero y ello dispara la disposición al pago a un valor de infinito y por lo tanto el promedio no puede calcularse.

En cuarto lugar, el VVE asociado a riesgo vial es superior al VVE asociado a riesgo por enfermedad cardiorrespiratoria presente, independientemente del modelo estimado y de la variable estratificadora utilizada. Para los modelos con constante, el máximo factor de

proporcionalidad entre ambos es de 18 y el mínimo, 2,1. El factor de proporcionalidad promedio es 10 y el correspondiente al percentil 50 es 8,5.

En la literatura, suele esgrimirse que la falta de control y de voluntariedad a la exposición a la contaminación atmosférica contribuyen a un mayor VVE asociado a calidad del aire. Sin embargo, Lindhjem et al. (2011) concluyen que existe evidencia mixta en relación al VVE de riesgo vial en comparación al VVE por riesgo de enfermedades a la salud a partir de su monumental estudio de meta-análisis. En tal sentido, no se puede decir que los resultados de nuestro estudio están en evidente contradicción con la evidencia empírica⁶.

En nuestra encuesta ¿qué puede estar llevando a esta diferencia a favor del VVE por riesgo vial en comparación al riesgo presente por enfermedad cardiorrespiratoria asociada a la calidad del aire? El principal factor a nuestro entender está vinculado con el nivel socio-económico. En la muestra, el 68% de la gente mayor de 64 años es de nivel socio-económico bajo, mientras que tal valor baja a 43% y 32% para los estratos de edad de 45-64 y 25-44 años respectivamente. Dado que la disposición al pago es mayor a mayor ingreso y dado que para la gente de menor edad el riesgo vial es mayor en comparación al riesgo por enfermedad cardiorrespiratoria, el mayor valor del VVE por riesgo vial parece justificado.

En quinto lugar, el VVE por riesgo futuro de enfermedad cardiorrespiratoria por mala calidad del aire resulta ser muy bajo comparado con los otros dos VVE reportados. Una explicación podría ser que la mayoría de los encuestados no repararon en el riesgo futuro puesto que hicieron uso de una estrategia simplificadora de respuesta que los llevó a ignorar el atributo para disminuir la carga cognitiva asociada.

Sexto, los VVE obtenidos en valor absoluto resultaron ser mayores a los esperados en relación al riesgo vial. En cuanto al VVE por riesgo presente por enfermedad respiratoria, obtuvimos valores bajos, medios y altos dependiendo del modelo estimado. Si comparamos con los valores reportados por GreenLabUC (2012) sobre estudios realizados en Chile para estimar el VVE, observamos que los valores de este estudio en la mayoría de los casos son muy superiores o superiores, en otros casos, levemente superior y en algunas contadas ocasiones, pueden ser menores. Todos los estudios reportados en GreenLabUC (2012) fueron realizados entre 1999 y 2002, por lo que sin lugar a duda puede existir un efecto ingreso no menor⁷. De todas maneras, si los valores de GreenLabUC (2012) se duplicasen, muchos de los valores estimados en este consultoría seguirían siendo altos o muy altos. Por último debe tenerse en cuenta que todos los valores reportados en GreenLabUC (2012) corresponden a muestras convenientes, a diferencia de este estudio en el que el muestreo es verdaderamente aleatorio; por lo tanto, esta comparación no es muy rigurosa.

Un elemento que puede contribuir a una mayor disposición al pago es la naturaleza misma del ejercicio de elección. Si bien el enunciado de las encuestas de elección de preferencias

⁶ En su estudio de Meta-análisis a partir de 26 estudios de valoración contingente, Dekker et al. (2011) sugieren que el VVE asociado a calidad del aire es 1,8 veces mayores que el VVE en contexto vial. Nuestros resultados no concuerdan en absoluto con el valor sugerido de 1,8.

⁷ Según datos del Banco Mundial, el ingreso bruto per cápita en Chile entre 1999 y 2013 creció 2,5 veces. Datos disponibles en <http://data.worldbank.org/indicador/NY.GNP.PCAP.PP.CD>.

declaradas le decía al encuestado tener en consideración que el pago monetario solo llevaba a una reducción de riesgos personales del propio encuestado, pudo haber ocurrido que muchas persona encuestadas ignoraran este pedido y supusieran que el beneficio por reducción de riesgos no solo afectaba a uno mismo sino también a otras personas. Ello pudo haber generado algún tipo de efecto altruista que finalmente se traduce en una mayor probabilidad de elegir algunas de las situaciones hipotéticas, llevando a una inflación de la disposición al pago. 746 personas encuestadas de 1.125 (66%) siempre eligieron alguna de las dos alternativas hipotéticas en las nueve elecciones realizadas, dejando de lado la situación actual. Lamentablemente, no hay como precaverse ante este potencial efecto.

En cuanto a recomendación sobre los valores estimados, creemos que los valores reportados por el modelo Logit Multinomial con efecto panel y correlación entre alternativas hipotéticas, con constante, serían los más verosímiles.

4.1 Comparación de Resultados bajo una Perspectiva Internacional

En primer lugar, analizamos los resultados del VVE para riesgos viales. de Blaeij et al. (2003) reportan los VVE estimados por 29 estudios realizados en EE.UU, Europa y Nueva Zelanda. A valores de 2014⁸, el promedio de los valores estimados es USD 8,5 millones y la mediana USD 3,4 millones. Los valores de la Tabla 12, para los modelos con constante, expresados en USD se mueven entre USD 4,5 millones y USD 6,0 millones (convertidos a la tasa USD = 600 CLP). Todos nuestros valores están bajo el promedio, pero sobre la mediana. Considerando la diferencia de ingreso per cápita entre Chile y los países mencionados, nuestros valores pueden verse algo altos. Por otra parte, en un estudio reciente, Veinsten et al. (2013) estiman el VVE en contexto vial para Noruega y obtienen valores entre USD 9,5 millones y USD 24,9 millones. Nuestros valores se encuentran por debajo de este rango de valores obtenidos en Noruega.

En segundo lugar, comparamos nuestros resultados con Lindhjem et al. (2011) cuyo monumental estudio de meta-análisis reporta un VVE promedio (mediana) de USD 9,3 millones (USD 3,0 millones) a valores de 2011⁹. Este meta-análisis cubre estudios del VVE para transporte, de salud y de calidad del aire realizados en países de América (del Norte y del Sur), Asia y Europa. El valor promedio y de la mediana son similares al estudio de de Blaeij et al. (2003), por lo que la comparación con nuestros VVE para riesgos vial no cambia en función de lo dicho en el párrafo anterior. En cuanto al VVE para enfermedad cardiorrespiratoria, los valores obtenidos en nuestra muestra son menores tanto al valor

⁸ Para ello se ajustaron los valores reportados en USD de 1997 por la inflación en USD entre 1997 y 2014 (http://www.bls.gov/data/inflation_calculator.htm), su supuso un incremento del ingreso per capita de 70% a partir del crecimiento del ingreso per capital en EE.UU y Francia según datos del Banco Mundial (<http://data.worldbank.org/indicator/NY.GNP.PCAP.PP.CD>) y se supuso una elasticidad ingreso del VVE igual a 0,5.

⁹ Estos valores, reportados en USD de 2005, se ajustaron a 2011 en función de la inflación en dólares y del crecimiento per cápita mundial. Se usó el crecimiento per cápita mundial (<http://www.indexmundi.com/g/g.aspx?v=67&c=xx&l=en>) dado la gran variedad de países a que corresponden los estudios analizados por Lindhjem et al. (2011). El año de corte fue 2011 puesto que no se encontró ninguna estadística sobre el crecimiento del ingreso per cápita mundial entre 2011 y 2014.

promedio como al valor de la mediana. Nuestros valores oscilan entre USD 300 mil y USD2,6 millones (convertidos a la tasa USD = 600 CLP) para los modelos con constante.

Por último, la OECD propone un VVE para Chile para ser aplicado a proyectos por calidad del aire igual a USD 1,9 millones a valores de 2010. Este valor estaría en línea con el VVE por riesgo cardiorrespiratorio presente que corresponde al valor de la mediana calculado a partir del modelo con estratificación por edad y nivel socio-económico. En relación al resto de los modelos (excepto el que estratifica por edad), tal valor propuesto por la OECD es alto. Vale decir que el valor que la OECD calcula para Chile se deriva aplicando el método de transferencia a un valor calculado para 27 países de Europa. Por lo tanto, su aplicabilidad a Chile acarrea todas las críticas que aplican a la transferencia de valores.

AGRADECIMIENTOS:

Los autores agradecen a Luis Cifuentes, Juan de Dios Ortúzar (Escuela de ingeniería UC), Nicolas Borchers, Camila Cabrera, Francisco Fresard y Paula Iglesias (DICTUC) y a Magdalena Browne, Viviana Hernández y Vicky Rojas (Instituto de Sociología, UC), miembros del equipo a cargo de la Consultoría. También agradecemos a la División de Información y Economía Ambiental del Ministerio de Medio Ambiente, los mandantes. Se agradece también al proyecto CONICYT/FONDAP/15110020 por el apoyo financiero.

REFERENCIAS:

- Armstrong, P., Garrido, R., Ortúzar, J. de D. (2001). Confidence intervals to bound the value of time. *Transportation Research E*, 37, 143–161.
- Bierlaire, M. (2003). BIOGEME: A free package for the estimation of discrete choice models. In *3rd Swiss Transportation Research Conference*. Ascona, Switzerland.
- Bliemer, M.C. and Rose, J.M. (2006) Designing stated choice experiments: state of the art. Proceedings from the 11th International Conference on Travel Behavior Research. Kyoto, 16-20., August 2006.
- De Blaeij, A., Florax, R. J. G. M., Rietveld, P., & Verhoef, E. (2003). The value of statistical life in road safety: a meta-analysis. *Accident; Analysis and Prevention*, 35(6), 973–86.
- Dekker, T., Brouwer, R., Hofkes, M., & Moeltner, K. (2011). The Effect of Risk Context on the Value of a Statistical Life: a Bayesian Meta-model. *Environmental and Resource Economics*, 49(4), 597–624.
- Greenlab-DICTUC UC (2012) Nuevos Elementos para la Inclusión de la Distribución de Beneficios en la Elaboración de Agies. Para el Ministerio de Medio Ambiente.
- Greenlab-DICTUC UC (2014) Estimación del Valor de la Vida Estadística Asociado a Contaminación Atmosférica y Accidentes de Tránsito. Para el Ministerio de Medio Ambiente.
- Jara Diaz, S. (2007) *Transport Economic Theory*. Elsevier Science, Amsterdam.
- Lindhjem, H., Navrud, S., Braathen, N.A., Biaisque, V., 2011. Valuing mortality risk reductions from environmental, transport, and health policies: a global meta-analysis of stated preference studies. *Risk Analysis* 31, 1381-1407.
- Ortúzar, J. de D., Willumsen, L.G., 2011. *Modelling Transport*, 4th edition. John Wiley and Sons, Chichester.