



El valor monetario de la vida estadística en España a través de las preferencias declaradas*

JORGE EDUARDO MARTÍNEZ PÉREZ

*Departamento de Economía Aplicada,
Universidad de Murcia*

JOSÉ MARÍA ABELLÁN PERPIÑÁN

*Departamento de Economía Aplicada,
Universidad de Murcia*

JOSÉ LUIS PINTO PRADES

*Departamento de Economía, Métodos Cuantitativos e Historia Económica
Universidad Pablo de Olavide*

Recibido: Enero, 2007

Aceptado: Diciembre, 2007

Resumen

En este trabajo estimamos el Valor Monetario de una Vida Estadística en España a partir de preferencias declaradas por la población general. El contexto de valoración elegido es el de los accidentes de tráfico. La metodología empleada es la Valoración Contingente. En la encuesta realizada se intentaron comunicar correctamente los riesgos mediante el recurso a ayudas visuales. Los valores obtenidos (no inferiores a 2,7 millones de euros) son similares a otras estimaciones efectuadas en Europa, si bien un aspecto de la consistencia de estos resultados (cuasi-proporcionalidad) sólo se verifica parcialmente. Investigaciones futuras deberán emplear estrategias alternativas a la aquí utilizada con la finalidad de intentar incrementar la consistencia de los valores obtenidos. El procedimiento “encadenado” ideado por Carthy *et al.* (1999) puede ser un instrumento adecuado para ese objetivo.

Palabras clave: Valor de la vida, preferencias declaradas, accidentes de tráfico, valoración contingente, comunicación de riesgos.

Clasificación JEL: D61, J17

1. Introducción

Se denomina *valor monetario de una vida estadística* al valor, medido en unidades monetarias, que la sociedad en su conjunto atribuye a evitar que uno cualquiera de sus miembros —de ahí la razón de hablar de una vida anónima o estadística— muera. La metodología del cálculo de dicho valor se inscribe en el marco teórico del análisis coste-beneficio. La relevancia de su estimación es manifiesta en el ámbito de aquellas políticas públicas cuyo beneficio fundamental reside en la evitación de muertes. De ahí que, tradicionalmente, los

* Los autores agradecen la financiación recibida del Ministerio de Educación y Ciencia (SEJ 2004-05079). Jorge E. Martínez y José M.^a Abellán también agradecen el apoyo financiero de la Fundación Ramón Areces y de la Fundación BBVA.

estudios dirigidos a estimar el valor monetario de la vida humana, se hayan centrado en la política de prevención de accidentes de tráfico (p.ej. Jones-Lee *et al.*, 1985), protección contra riesgos medioambientales (p.ej. Carson y Mitchell, 2000) o la evaluación económica de programas sanitarios (p.ej. Johannesson *et al.*, 1991).

En este artículo se presenta una estimación del valor monetario de la vida humana a partir de las preferencias declaradas por una muestra de la población general española. En particular, utilizamos el método de la *valoración contingente*, el cual (véase, por ejemplo, Jones-Lee, 1976) pregunta a un conjunto de encuestados por la máxima cantidad de dinero que estarían dispuestos a pagar por una reducción en su riesgo de muerte. En nuestro caso, dicha reducción de riesgo se refiere al riesgo de sufrir un accidente de tráfico mortal, dado que este contexto de valoración no sólo resulta adecuado para la estimación del valor monetario de la vida estadística, sino que también es uno de los más estudiados en la literatura (Blaeij *et al.*, 2003; Kochi *et al.*, 2006), lo cual facilita las comparaciones internacionales subsiguientes. El mencionado valor se calcularía como el cociente entre la disposición a pagar (DAP) y la reducción específica del riesgo de muerte.

Que nosotros sepamos, las únicas estimaciones del valor monetario de la vida humana publicada hasta la fecha en España se deben a Albert y Malo (1995) y recientemente a Riera *et al.* (2007), quienes obtuvieron dicho valor mediante la aplicación del método de los *salarios hedónicos*. Resulta, pues, nuestra metodología diferente a la utilizada por dichos investigadores: en su caso, preferencias reveladas implícitamente a partir del intercambio marginal entre salario y riesgo; en el nuestro, preferencias declaradas por medio de una encuesta. Ambos enfoques poseen sus ventajas e inconvenientes, y no cabe caracterizarlos como mutuamente excluyentes sino, antes bien, como metodologías complementarias. En consecuencia, nuestro estudio -con todas las limitaciones que encierra- reviste el aliciente de aportar evidencia adicional a la hallada previamente, sustentada en el otro gran pilar metodológico del análisis coste-beneficio: las preferencias declaradas. Ésta es la principal motivación del artículo.

Dos consecuencias indeseables de la ya referida escasez de estimaciones del valor monetario de la vida humana, han sido, de un lado, el riesgo de que las valoraciones manejadas en el seno de la administración pública española puedan ser espurias y, de otro, que los investigadores españoles se hayan visto abocados a recurrir, bien a valores foráneos (p.ej. Inglada, 2004), en otras ocasiones ajustados sobre la base de ciertas hipótesis más o menos razonables (p.ej. Álvarez *et al.*, 2003), bien a tomar sin más los valores de referencia de la administración española (p.ej. De Rus e Inglada, 1997) o, como última alternativa, a fijar valores *ad hoc* (p.ej. Segarra, Theilen y Martin, 1999). Estas limitaciones son tanto más patentes, en la medida que comparemos a la administración pública española con sus homólogas de la órbita OCDE. A este respecto, basta mencionar que en territorios como Reino Unido, Francia, EE.UU. o, la propia Unión Europea, el valor "oficial" de referencia utilizado para evaluar los beneficios de cualquier programa de gasto público no suele descender de los 2 millones de euros por muerte evitada. En cambio, en España, el valor de referencia, cifrado en 1991 por el hoy extinto Ministerio de Obras Públicas y Transporte, sólo asciende a 25 millones de pesetas por víctima mortal. La actualización a precios corrientes de dicho valor

de referencia no modifica sustancialmente la situación, resultando un valor de 40,41 millones de pesetas (242.872 euros) por fallecido.¹

En la parcela metodológica, nuestro estudio se enfrentaba a priori a un importante escollo: el ámbito de los accidentes de tráfico que nos ocupa se presta a niveles de riesgo de partida (*baseline risk*) muy reducidos. En consecuencia, la magnitud de las reducciones del riesgo de morir a consecuencia de un accidente son también —en términos absolutos— muy pequeñas. Autores como Baron (1997), Beattie *et al.* (1998) o Frederick y Fischhoff (1998) no dudan en señalar que las dificultades para comprender tales reducciones pequeñas de riesgo, es una de las causas fundamentales para que no se verifiquen algunos criterios deseables de consistencia o validez, como es el denominado test de cuasiproporcionalidad (*quasi-proportionality test*). Este criterio de consistencia requiere que la DAP no sólo aumente ante una reducción dada del riesgo de muerte (*scope test*), sino que lo haga en magnitud semejante o cuasiproporcional. La lógica teórica de la cuasiproporcionalidad reside en suponer que si las probabilidades son muy reducidas (como ocurre con los riesgos que rodean a los accidentes de tráfico) y la magnitud del cambio en dichas probabilidades también lo es (ej. “Suponga una reducción en el riesgo anual de mortalidad de 12 en 100.000 a 6 en 100.000”) la disposición a pagar debe ser localmente lineal en las probabilidades (Smith y Desvougues, 1987). De lo contrario, según argumenta Hammitt (2000^b), el valor de la vida humana finalmente obtenido sería en función de la reducción propuesta en cada caso, estando expuesto por tanto a una gran dosis de volubilidad, sesgando las políticas públicas inspiradas en dichas valoraciones. Sin embargo, a tenor de los resultados obtenidos en la mayoría de los estudios acumulados hasta la fecha (p.ej. Beattie *et al.*, 1998; Hammitt y Graham, 1999) podríamos concluir provisionalmente que la DAP no suele satisfacer dicho criterio.

Una de las estrategias ensayadas con éxito por algunos autores (Corso *et al.*, 2001; Krupnick *et al.*, 2002) para contrarrestar el problema aludido, ha sido la utilización de herramientas visuales de comunicación de riesgos a fin de mejorar la comprensión de las reducciones valoradas, y por ende la sensibilidad de la disposición a pagar. Esta misma estrategia es aplicada en el presente estudio, si bien con suerte desigual (como se verá posteriormente) ya que la cuasiproporcionalidad sólo se verifica cuando se comparan entre sí dos de las tres reducciones de riesgo seleccionadas. Este resultado abre la vía a la discusión de qué otras estrategias alternativas deberían instrumentarse en un futuro para incrementar la validez de las estimaciones ahora obtenidas.

2. El modelo

Supongamos un escenario hipotético según el cual el encuestado afronta dos posibles estados de la naturaleza, sobrevivir en buena salud o fallecer a consecuencia de un accidente de tráfico, con probabilidades $(1 - \bar{p})$ y (\bar{p}) respectivamente. El modelo estándar en la literatura (p.ej. Jones-Lee., 1976) supone que el individuo maximiza su utilidad esperada de acuerdo a:

$$\overline{UE} = (1 - \bar{p})U(\bar{w}) + \bar{p}D(\bar{w})\bar{o}, \quad [1]$$

donde $U(w)$ representa la función cardinal de utilidad de la renta condicionada al estado de salud normal; $D(w)$ es la función de utilidad de la renta que se deja en herencia tras la muerte; y \bar{w} representa el nivel inicial de renta.

Supongamos ahora que se le ofrece al individuo una reducción del riesgo de morir, de tal forma que éste se reduzca desde \bar{p} hasta p , a cambio de una determinada cantidad v (disposición a pagar). La expresión que mantendría la utilidad esperada del encuestado constante sería:

$$\overline{UE} = (1 - p)U(\bar{w} - v) + pD(\bar{w} - v) \quad [2]$$

Diferenciando la ecuación [2], y fijando $p = \bar{p}$, se obtendría la relación marginal de sustitución, m_d , entre la renta y el riesgo de morir a consecuencia de un accidente de circulación:

$$m_d = \left. \frac{dw}{dp} \right|_{p=\bar{p}} = \frac{U(\bar{w}) - D(\bar{w})}{(1 - p)U'(\bar{w}) + pD'(\bar{w})}, \quad [3]$$

donde $U'(w)$ y $D'(w)$ denotan las primeras derivadas de las funciones de utilidad de la renta condicionadas a disfrutar de buena salud y a morir en el siguiente periodo, respectivamente.

El valor monetario de una vida estadística, vendrá finalmente determinado por el promedio de las relaciones marginales de intercambio individuales entre renta y riesgo:

$$VMVE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n m_{di}, \quad [4]$$

donde $i = 1, 2, \dots, n$, denota el número de individuos de la muestra.

3. Métodos

3.1. Muestra

De forma previa a la realización del estudio se efectuaron 30 encuestas piloto (*pretest*) con estudiantes y personal docente de la Universidad de Murcia en las que se fue perfilando la encuesta definitiva. A lo largo de la misma se encuestaron a 360 personas representativas, por cuotas de edad y sexo, de la población general española de 18 y más años. La distribución porcentual por grupo de edad y sexo de la muestra y de la población adulta española se muestra en la tabla 1. Cada participante completó la encuesta en una única sesión, empleando por término medio unos 30 minutos.

Como se comprobará posteriormente, para la estimación del valor monetario de la vida humana fue necesario excluir de los 360 encuestados a ocho individuos que no estaban dis-

puestos a pagar cantidad alguna. De manera adicional, nueve sujetos que se negaron a proporcionar información sobre su renta también fueron excluidos del análisis de regresión que se presenta en la Sección 4.3.

Tabla 1
DISTRIBUCIÓN POR GRUPOS DE EDAD Y SEXO (%)

	Muestra			España		
	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres
18 a 30 años	22,50	11,39	11,11	22,61	11,61	11,00
31 a 55 años	46,67	23,61	23,06	46,08	23,33	22,75
56 a 85 años	30,83	14,17	16,67	31,31	14,32	17,00

Fuente: Elaboración propia a partir de información del INE.

3.2. Encuesta

El periodo total de encuestación se prolongó a lo largo de cuatro meses. Las entrevistas fueron presenciales, siendo administradas las preguntas mediante un ordenador (*computer assisted personal interview*).

La encuesta se estructuró en tres partes. En una primera parte, de marcado carácter introductorio, se familiarizaba al entrevistado con los riesgos asociados a los accidentes de tráfico en España. En la segunda parte de la encuesta, se procedió a obtener la disposición a pagar por tres reducciones del riesgo de morir a consecuencia de un accidente de tráfico. En la última parte de la encuesta se recogieron datos de carácter socio-demográfico, junto al registro de experiencias previas que el entrevistado hubiera tenido en lo referente a accidentes de tráfico.

A continuación describimos en profundidad las dos primeras partes de la encuesta, núcleo de las estimaciones efectuadas.

Parte 1: Comunicación de riesgos

La revisión de la literatura especializada (p.ej. Pinto *et al.*, 2004) ofrece, al respecto de cuál es la mejor forma de comunicar los riesgos, un creciente consenso en torno a tres puntos: (1) Numerosos trabajos de psicología experimental (p.ej. Gigerenzer, 2002) sugieren que los riesgos, antes que adoptar la forma de porcentajes, deben concretarse numéricamente en forma de frecuencias por unidad de población (p.ej. 15 de cada 100.000 habitantes muere anualmente a consecuencia de un accidente de tráfico), ya que ésta es la forma “natural” en que los seres humanos realizamos inferencias sobre sucesos inciertos. (2) Existe evidencia (p.ej. Lipkus y Hollands, 1999) que sugiere que las representaciones visuales del riesgo pueden mejorar la comprensión del mismo, y que esta forma de proceder puede mejorar la sensibilidad de la DAP en los estudios de valoración contingente (p.ej. Corso *et al.*, 2001). (3) Existen investigaciones (p.ej. Jarvenpaa, 1989) que sugieren que la forma en que las perso-

nas tomamos habitualmente decisiones es mediante comparaciones con otras situaciones que nos sirven de referencia, y por ello resulta conveniente poner en relación los riesgos específicos con otros que sirvan como referencia (Yamagishi, 1997; Pailing, 1997, 2003).

A la vista de las evidencias mencionadas, se optó por presentar a los encuestados la información sobre los riesgos de muerte en accidente de circulación en términos de frecuencia acumulada por 100.000 habitantes. Del mismo modo, y para que pudieran relativizar la importancia de dicho riesgo, ese valor se acompañaba por los riesgos anuales de las principales causas de muerte en España, también en los mismos términos. Por último, a fin de mejorar la comprensión del encuestado, todos esos riesgos se dispusieron en una ayuda visual en forma de escala (figura 1), con un espíritu similar a otras escalas ya empleadas por autores como Hammitt (1990) y Corso *et al.* (2001).

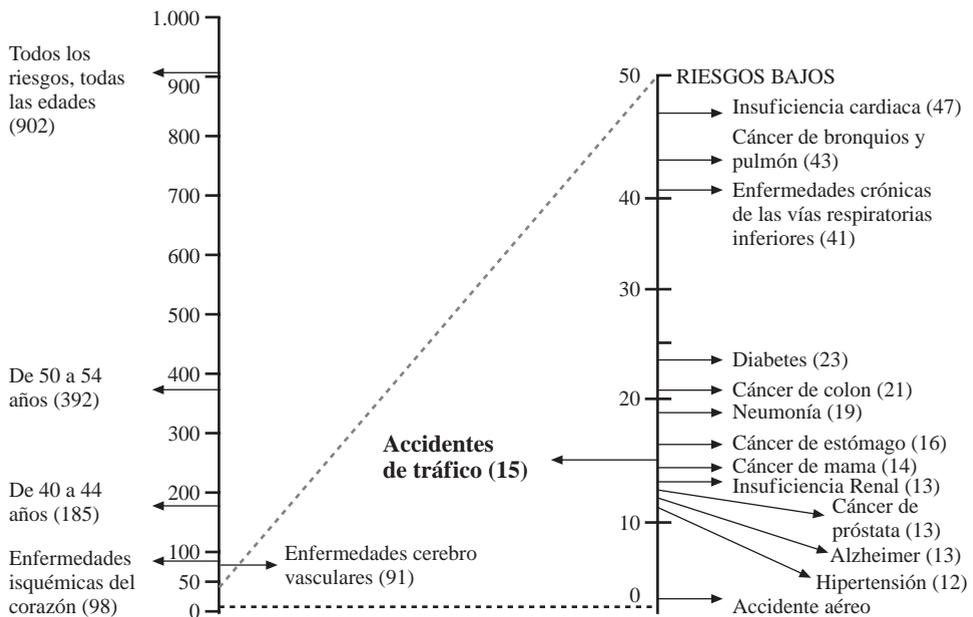


Figura 1. Ayuda visual referida al riesgo anual de muerte en España por causas.

Parte 2: Disposición a pagar

La forma de provisión y de pago del bien (un dispositivo de seguridad que reduce el riesgo de sufrir un accidente mortal) perseguía capturar valoraciones estrictamente privadas, excluyendo por tanto valores altruistas. Las encuestas piloto realizadas en el *pretest* sirvieron, entre otras cosas, para comprobar la verosimilitud de este planteamiento.

“Suponga que se le ofrece un aparato de seguridad, recién descubierto, que consigue reducir el riesgo de morir como consecuencia de un accidente de tráfico. Dicho aparato, que

es individual, se puede utilizar en cualquier medio de transporte y tiene una vida útil de 1 año. Sin embargo, todavía no se sabe en cuánto se reduce el riesgo. A continuación, le enseñaremos unos números que muestran una posible reducción en el riesgo y el precio de ese aparato. Nos gustaría que nos dijera en cada caso si cree que, dado ese precio y esa reducción en el riesgo usted compraría ese aparato”.

En concreto, se presentaron tres reducciones de riesgo al encuestado: 12 en 100.000 \rightarrow 6 en 100.000; 12 en 100.000 \rightarrow 9 en 100.000; y 15 en 1000.000 \rightarrow 12 en 100.000. En los tres casos se detalló la reducción tanto en términos absolutos, como en términos relativos. Por ejemplo, en el caso de la última de las reducciones mencionadas:

“Si dicho aparato de seguridad redujera la probabilidad de morir como consecuencia de un accidente de tráfico en un 20%, esto es pasar de un riesgo de 15 en 100.000 a uno de 12 en 100.000 (Es decir, Ud. se enfrentaría a una nueva situación donde en lugar de morir 15 personas por cada 100.000 mueren 12 por cada 100.000)”.

Todos los riesgos se describieron por medio de ayudas visuales, representando la población de referencia (100.000) por medio de otras tantas figuras humanas, coloreando aquellas figuras que representaban a las personas que fallecían a consecuencia de un accidente².

En lo referente al formato utilizado para preguntar por la DAP de los encuestados, se optó por utilizar un cartón de pagos (*payment card*). El cartón de pagos presenta dos ventajas reconocidas en la literatura. En primer lugar, requiere un menor tamaño muestral que el formato dicotómico (*closed-ended*). En segundo lugar, siempre que estén correctamente definidas las cantidades, el cartón de pagos es capaz de mitigar el posible sesgo del punto de partida (*starting point bias*), propio del formato de tanteo o subasta (*bidding game*). A estas ventajas se une en nuestro caso que las diferentes cantidades que conformaban el rango de valores del cartón, fueron presentadas en su totalidad de manera aleatoria. Recientemente, se ha obtenido evidencia empírica de que dicha aleatorización constituye la mejor estrategia para obtener valoraciones válidas a través de un cartón de pagos (Smith, 2006). Entre sus desventajas, no obstante, cabe señalar que, en teoría, no goza del mismo carácter incentivo-compatible que las elecciones dicotómicas.

El *pretest* realizado ayudó a seleccionar el núcleo de cantidades monetarias exhibidas en el cartón de pagos, ampliándose los valores máximos y mínimos obtenidos con otras cantidades que se consideraron razonables, conformando así el cartón definitivo. La forma específica en que se instrumentó dicho cartón de pagos fue la siguiente. Se les distribuía a los encuestados un conjunto de tarjetas que abarcaban la totalidad de precios considerados (véase tabla 2), se barajaban las tarjetas, y tras especificar la reducción de riesgo a valorar, se iban mostrando al encuestado las tarjetas una a una de forma aleatoria, quien debía apilarlas en tres montones. En un primer montón, debía colocar aquellas tarjetas que recogieran cantidades que seguro estaría dispuesto a pagar por el aparato de seguridad que reduce el riesgo, en un segundo montón debía colocar aquellas otras tarjetas que contuvieran cantidades que seguro no estaría dispuesto a pagar por dicho aparato, y finalmente, en un tercer

montón, se depositarían las tarjetas referidas a aquellas cantidades que el encuestado no sabía si pagaría o no. A continuación, el encuestador determinaba el intervalo en el cual estaba la verdadera disposición a pagar del individuo, comprendida entre la cantidad máxima que seguro pagaría y la siguiente cantidad que, o bien había dicho que no pagaría, o bien no estaba seguro si pagaría. Tras recordarle esas dos cantidades, se le preguntaba al encuestado por la cantidad máxima, comprendida dentro del intervalo, que estaría dispuesto a pagar. Durante todo el proceso, el encuestado podía modificar cualquiera de sus elecciones. También se le señalaba, que para valorar cada una de las reducciones de riesgo, debía tener en cuenta su restricción presupuestaria (la totalidad de gastos e ingresos en términos anuales), así como que debía considerar las reducciones de riesgo de forma aislada.

Tabla 2
CARTÓN DE PAGOS UTILIZADO.
EUROS (APROXIMACIÓN EN PESETAS)

10	30	60	90	100	125	150	175	200	250
(1.664)	(4.992)	(9.983)	(14.975)	(16.639)	(20.798)	(24.958)	(29.118)	(33.277)	(41.597)
300	350	400	450	500	600	700	800	900	1.000
(49.916)	(58.235)	(66.554)	(74.874)	(83.193)	(99.832)	(116.470)	(133.109)	(149.747)	(166.386)

3.3. Métodos de análisis

Para obtener el valor monetario de una vida estadística calculamos tanto la media como la mediana de las relaciones marginales de sustitución (m_q) individuales entre renta y riesgo de morir. La mediana se calcula para poder disponer de una medida de localización menos sensible que la media a la presencia de valores extremos.

Por otro lado, también se procederá a contrastar la hipótesis de cuasiproporcionalidad enunciada en la introducción, mediante la comparación de los valores monetarios estimados a partir de las tres reducciones de riesgo propuestas. Si la DAP responde de manera cuasiproporcional a la magnitud de la reducción del riesgo, entonces los valores monetarios de la vida humana obtenidos por cualquiera de las reducciones manejadas deberían ser semejantes (si, por ejemplo, la reducción del riesgo se multiplica por dos, entonces la DAP debería multiplicarse también por dos, permaneciendo el cociente inalterado).

Para efectuar dicha comparación, habida cuenta la no normalidad de las series, utilizaremos un procedimiento de *bootstrapping* (remuestreo con reemplazamiento) con la finalidad de calcular intervalos de confianza para el valor de la media de las diferencias. De esta forma, podremos descartar en términos estadísticos que dichas medias sean iguales, y además, podremos cuantificar el rango posible de valores de dichas diferencias dentro de cada una de las comparaciones. El procedimiento consiste en generar las diferencias entre las dos variables, realizar un remuestreo de dichas diferencias, y sobre la media de éstas, calcular los intervalos de confianza de forma similar a lo señalado en Poe *et al.* (2001). A través del aná-

lisis de los extremos de los intervalos de confianza podremos establecer si se puede rechazar que la media de dichas diferencias sea nula. Además, someteremos los resultados alcanzados para la media muestral a un análisis de sensibilidad consistente en recortar sucesivamente dicha media (*trimmed mean*) tomando como criterio el número de veces que la media de las diferencias se aparta de la desviación típica.

Existen diversas formas de calcular los intervalos de confianza. Nosotros optamos por intervalos de confianza con sesgo corregido y acelerado (SCA) (*bias-corrected and accelerated*), en la medida que para estadísticos cuya varianza varía en función del parámetro de interés, este método proporciona una mejor estimación que el resto.³

Por último, también se contrastará una hipótesis de validez teórica sobre la que existe un amplio consenso, consistente en la existencia de una correlación positiva y significativa entre la disposición a pagar expresada por los individuos y su capacidad de pago, medida a través de la renta o de algún otro un indicador relevante. Para contrastar dicha hipótesis, llevaremos a cabo un análisis de regresión por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) que nos permita establecer si las disposiciones a pagar declaradas por los encuestados observan una relación positiva respecto de las variables explicativas seleccionadas.

4. Resultados

4.1. Valor monetario de una vida estadística

La tabla 3 presenta el principal resultado de este trabajo: el valor monetario de una vida estadística estimado para las reducciones de riesgo utilizadas.

Tabla 3
VALORES MONETARIOS DE UNA VIDA ESTADÍSTICA (€)

Reducción del riesgo	12 a 6	12 a 9	15 a 12
VMVE según la media		3.569.271	4.757.102
VMVE según la mediana		2.750.000	3.333.333

Como puede observarse, partiendo de los valores medios, obtenemos un intervalo comprendido entre los 3,5 y 4,7 millones de euros para el valor monetario de una vida estadística en España. Si se atiende a las medianas, el valor de referencia desciende, oscilando entre 2,7 y 3,3 millones de euros.

4.2. Cuasi-proporcionalidad de los valores obtenidos

Como también puede apreciarse en la tabla 3, ya se utilice la media o la mediana, los valores obtenidos bajo dos de las reducciones de riesgo propuestas (12 a 6 y 15 a 12 en

100.000) son similares. En principio, esta semejanza sugeriría que las DAP se comportan de manera cuasiproporcional ante las variaciones del riesgo. En efecto, esto puede constatarse de forma puramente descriptiva en la tabla 4, ya que ante la duplicación de la reducción del riesgo propuesta las disposiciones a pagar prácticamente se doblan. Sin embargo, este comportamiento cuasiproporcional no se observa de forma nítida para el caso de la tercera de las reducciones del riesgo propuesta (12 a 9 en 100.000), ni en el caso de la media ni para la mediana.

Tabla 4
DISPOSICIONES A PAGAR (EN €) POR LAS DISTINTAS
REDUCCIONES DE RIESGO (1): TODAS LAS OBSERVACIONES;
(2): SE EXCLUYEN LAS DISPOSICIONES A PAGAR NULAS

	Reducción de 12 a 6		Reducción de 12 a 9		Reducción de 15 a 12	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Media	210,21	214,6	139,54	142,71	108,70	111,17
Error Standard	8,96	9,03	6,32	6,36	5,59	5,65
Desviación Típica	170,03	169,45	120,00	119,49	106,15	106,06
Mediana	150	165	100	100	80	87,5
Observaciones	360	352	360	352	360	352

La tabla 5 permite confirmar con mayor claridad la ausencia de cuasiproporcionalidad cuando se compara la reducción 12 a 9 en 100.000 con cualquiera de las otras dos. En dicha tabla se muestran los resultados del recuento obtenido de comparar las DAP homogeneizadas para una misma reducción de riesgo absoluto, esto es doblando las de las dos que suponen una reducción absoluta de sólo 3 unidades. Así, la segunda columna por la izquierda muestra el número de encuestados cuya DAP por una reducción en el riesgo de 12 a 6 en 100.000 es mayor, exactamente igual, o menor, que el resultado de multiplicar por dos su DAP por una reducción de 12 a 9 en 100.000. Lo mismo se muestra en la columna de la derecha, sólo que ahora la reducción duplicada es la de 15 a 12 en 100.000. En la última columna de la derecha se indica el recuento para la comparación entre las reducciones 12 a 9 y 15 a 12 en 100.000. En la fila de abajo, y para las tres comparaciones expuestas, se muestra el número de sujetos que se comportan de manera cuasiproporcional. A estos efectos, se considera que un individuo se comporta de forma cuasiproporcional cuando la ratio entre las disposiciones a pagar referidas a un mismo número de unidades absolutas de reducción toma un valor de 1, admitiéndose un error del 10%. A la vista de los recuentos efectuados, se constata que las dos comparaciones en las que está involucrada la reducción 12 a 9 en 100.000 sugieren un sesgo sistemático, sobrevalorándose en ambos casos la mencionada reducción (281 encuestados en la comparación 12 a 6 vs 2x(12 a 9) y 234 encuestados en la comparación 12 a 9 vs 15 a 12). En cambio, cuando la comparación es 12 a 6 vs 2x(15 a 12), podemos observar cómo el número de encuestados que tiene un comportamiento más/menos que proporcional es semejante, lo que de forma agregada favorecería que, tanto en media como en mediana (tabla 4), se satisfaga la cuasiproporcionalidad.

Tabla 5
COMPARACIÓN DE LAS DISPOSICIONES A PAGAR
O DE SU DOBLE PARA LAS DISTINTAS REDUCCIONES PROPUESTAS
(NÚMERO DE SUJETOS)

	12 a 6 vs 2x(12 a 9)	12 a 6 vs 2x(15 a 12)	12 a 9 vs 15 a 12
Estrictamente mayor	33	132	234
Igual	46	54	99
Estrictamente Menor	281	174	27
Proporcionalidad al 10%	52	62	106

Si pasamos a contrastar por *bootstrapping* la cuasiproporcionalidad de las DAP halladas, obtenemos (tabla 6) que, ya recortemos o no la media, ya tomemos la muestra completa o submuestras más restringidas, no podemos rechazar la hipótesis de que dicha diferencia sea

Tabla 6
MEDIA, Y MEDIAS RESTRINGIDAS, DE LAS DIFERENCIAS
DE LOS VMVE OBTENIDOS PARA LAS DOS REDUCCIONES
DE RIESGO PROPUESTAS UTILIZANDO BOOTSTRAPPING
(10.000 REPETICIONES)

Reducción 12 a 6 vs Reducción 15 a 12 en 100.000			
Trimming*	Obs, Remanentes (Obs, Eliminadas)	Intervalo de confianza SCA al 95%**	
0	352(0)	-23,51	5,92
0,5 σ	83(269)	-18,13	3,79
σ	261(91)	-11,40	9,95
1,5 σ	309(43)	-11,31	9,00
2 σ	322(30)	-8,54	14,38
2,5 σ	341(11)	-13,02	12,19
Reducción 12 a 9 vs Reducción 15 a 12 en 100.000			
0	352(0)	25,29	37,78
0,5 σ	131(221)	27,67	37,44
σ	287(65)	20,75	30,99
1,5 σ	313(39)	21,18	31,91
2 σ	324(28)	24,06	35,83
2,5 σ	340(12)	24,69	37,12
Reducción 12 a 6 vs Reducción 12 a 9 en 100.000			
0	352(0)	-83,54	-59,14
0,5 σ	96(256)	-86,07	-67,26
σ	264(88)	-60,64	-45,39
1,5 σ	309(43)	-60,07	-45,58
2 σ	324(28)	-67,26	-50,00
2,5 σ	340(12)	-70,51	-50,71

* Límite que se establece en términos de la desviación típica respecto de la media para excluir observaciones de la muestra y calcular la media restringida.

** Sesgo Corregido y Acelerado.

nula para dos de las reducciones de riesgo propuestas (12 a 6 y 15 a 12 en 100.000). Parece, pues, que efectivamente estos resultados son consistentes con la propiedad deseada de cuasiproporcionalidad. Sin embargo, tras abordar las otras dos comparaciones posibles (12 a 6 y 12 a 9 en 100.000 de un lado, y 12 a 9 y 15 a 12 en 100.000 de otro), las conclusiones no son tan alentadoras, dado que podemos observar diferencias significativas que descartarían este comportamiento cuasiproporcional ya tomemos la muestra completa o submuestras más restringidas.

4.3. Correlación entre disposición y capacidad de pago

La tabla 7 muestra el conjunto de variables finalmente seleccionadas para el análisis de regresión, mientras la tabla 8 muestra los resultados de dicho análisis.

Tabla 7
DESCRIPCIÓN DE LAS VARIABLES UTILIZADAS

Variable	Interpretación	Valores
Renta	Recoge la renta mensual del individuo	300;750;1.200;2.250 y 3.000
Accidentes	Variable dicotómica que señala si el individuo ha sufrido un accidente de tráfico	1 = sí ; 0 = no
Riesgo	Riesgo subjetivo de morir como consecuencia de un accidente de tráfico	De 1 a 30
Accidentes mortales en el entorno	Variable dicotómica que señala si en el entorno social o familiar del individuo se han sufrido accidentes de tráfico mortales	1 = sí ; 0 = no
Edad	Edad del individuo	De 18 a 86
Sexo	Sexo del individuo	1 = hombre ; 0 = mujer

Como resulta habitual en la literatura (Beattie *et al.*, 1998), se adoptó una aproximación semilogarítmica. La selección inicial de las variables introducidas para explicar el comportamiento del logaritmo de las DAP se realizó atendiendo a las previamente utilizadas en trabajos anteriores (Jones-Lee *et al.*, 1985; Beattie *et al.*, 1998), incluyendo, entre éstas, una variable que recogía los kilómetros anualmente recorridos, si bien, fue finalmente excluida por problemas de colinealidad. El estudio de multicolinealidad realizado sobre la especificación final, mostró que al menos el 90% de las varianzas de las variables x eran independientes del resto de variables x . Así mismo, al rechazarse la hipótesis de homogeneidad de varianzas, se procedió a estimar los errores estándar de forma robusta de acuerdo a la corrección propuesta por Huber-White.

Como puede observarse, parece existir una clara relación positiva entre la DAP y la renta del individuo para todos los escenarios planteados. Asimismo, el nivel de riesgo autopercibido tiene una relación positiva en dos de los escenarios planteados. El hecho de haber sufrido

do un accidente de tráfico parece no tener influencia en ningún caso, y tampoco que se haya producido un accidente de tráfico con consecuencias mortales en el entorno cercano del entrevistado. En el mismo sentido, no se encuentra evidencia de que el sexo del entrevistado resulte estadísticamente relevante a la hora de determinar la DAP. Este conjunto de resultados se han encontrado frecuentemente en la literatura (Beattie *et al.*, 1998). La evidencia hallada respecto a la falta de relación entre edad y DAP viene a sumarse a la encontrada en varios estudios previos (p.ej. Jones-Lee *et al.*, 1993)⁴. Frente a esta evidencia, hay otros trabajos en la literatura de preferencias declaradas que sí han hallado una relación significativa entre las dos variables mencionadas (p.ej. Hammitt y Graham, 1999). La puesta en común de estos resultados dispares apunta a que la evidencia disponible en el ámbito de las preferencias declaradas es heterogénea.

Tabla 8
VALIDEZ TEÓRICA: ANÁLISIS DE REGRESIÓN POR MCO

	Reducción 12 a 6	Reducción 12 a 9	Reducción 15 a 12
Renta	0,0000964* (0,0000563)	0,0001097* (0,0000579)	0,0002072*** (0,0000684)
Accidentes	0,1393863 (0,0978908)	0,109164 (0,0989521)	-0,040743 (0,1113286)
Riesgo	0,0262854*** (0,0060054)	0,0245146*** (0,0063313)	0,009655 (0,0072568)
Edad	-0,0019293 (0,0025977)	-0,0009811 (0,0027451)	0,0018364 (0,0033587)
Sexo	0,0634601 (0,0884716)	0,0755888 (0,0884189)	0,0508429 (0,1040406)
Accidentes mortales	-0,1672182 (0,1456767)	-0,1924861 (0,150648)	-0,1055191 (0,164467)
Constante	4,582607*** (0,1682837)	4,143497*** (0,1667574)	3,817967*** (0,2037131)
Observaciones	343	343	343
R ²	0,0825	0,0741	0,0380
Estadístico F (p-value)	0,0000	0,0000	0,0395
Elasticidad Renta (I:C. al 95%)	0,13 (-0,01 , 0,29)	0,15 (-0,00 , 0,32)	0,29 (0,10 , 0,49)

p<0,01 ***; p<0,05 **; p<0,1*

^a Se excluyeron las disposiciones nulas y nueve individuos que no proporcionaron su renta.

La tabla 8 también muestra la elasticidad-renta evaluada en la media. Los valores hallados son comparables a los obtenidos en el contexto de reducciones de riesgos en el sector del transporte (p.ej., Jones-Lee *et al.*, 1985), estando en cualquier caso por debajo de 1 al igual que ocurre en la mayoría de los estudios realizados hasta al momento (Miller, 2000; Viscusi y Aldy, 2003).

5. Discusión

El presente trabajo supone el primer intento por establecer el valor monetario de una vida estadística en España utilizando la metodología de las preferencias declaradas. Dicho análisis se ha efectuado en el contexto de los accidentes de tráfico. Este ámbito de análisis es uno de los más recurrentes en el marco de la valoración contingente (Beattie *et al.*, 1998). Hemos de tener presente, no obstante, que probablemente los valores hallados en dicho contexto no son generalizables a otros escenarios, ya que existe una cierta evidencia (Miller, 2000; Mendeloff y Kaplan, 1990; McDaniels *et al.*, 1992) acerca de la dependencia de la valoración monetaria obtenida para una determinada reducción de riesgo y el contexto de valoración empleado. Así por ejemplo, Savage (1993) mostró que la población puede estar dispuesta a pagar cantidades sensiblemente superiores para la reducción de riesgos de carácter sanitario (reducir el riesgo de cáncer de estómago), que por reducciones similares en el contexto de accidentes, ya sean éstos de carretera o de aviación.

Los valores obtenidos en este estudio, ya sean valores medios (entre 3,5 y 4,7 millones de euros), o medianos (entre 2,7 y 3,3 millones), se ubican perfectamente todos ellos dentro del rango de valores tenido por “razonable” en países de nuestro entorno económico de referencia. Así por ejemplo, los valores obtenidos no desentonan significativamente con el valor resumen de 3 millones de dólares para el ámbito de la seguridad del transporte proporcionado por Elvik (1995)⁵. Ni tampoco, de la última revisión para dicho valor en el mismo ámbito en forma de metaanálisis que lo sitúa ligeramente por encima de los 4 millones de dólares (cfr. De Blaeij *et al.*, 2003). Si consideramos un marco de comparación más amplio, esto es, no circunscrito a la seguridad del transporte ni al método de las preferencias declaradas nuestros valores serían compatibles tanto con la revisión pormenorizada en el ámbito de las preferencias reveladas realizada por Viscusi y Aldy (2003) que propone un intervalo comprendido entre 4 y 10 millones de dólares, como con el rango razonable recogido en Kochi *et al* (2006) a la luz de una aproximación bayesiana sobre los resultados obtenidos por trabajos que empleaban ambas metodologías.

En cualquier caso, y atendiendo a la interpretación más conservadora posible de nuestros resultados, esto es, la marcada por los límites inferiores de los valores obtenidos a través de la mediana, el valor monetario de una vida estadística en España aproximada mediante el enfoque de la valoración contingente no sería inferior (en el ámbito de los accidentes de tráfico) a 2,7 millones de euros. Dicho valor, además, resulta análogo al extremo superior del rango de valores (2 -2,7 millones de euros) estimado recientemente para España por Riera *et al* (2007), a través de modelos de salarios hedónicos.

En teoría, y mediante la asunción de una serie de supuestos restrictivos, el Valor Monetario de la Vida Estadística podría servir como base para intentar estimar el valor de un año de vida estadístico o incluso el valor de un Año de Vida Ajustado por la Calidad (AVAC). El AVAC es una medida de resultados de salud que combina calidad y cantidad de vida, y cuya utilización está extendida en el ámbito de la evaluación económica de las tecnologías sanitarias (Abellán y Pinto, 2000; Abellán *et al.*, 2006). Por ejemplo, podría suponerse que

el VMVE es el valor presente descontado de los años de vida (o AVAC) que un individuo espera tener a lo largo de su vida. Por tanto, podría suponerse que una persona que tuviera un VMVE de 1 millón de euros y poseyera una esperanza de vida de 50 años, le estaría otorgando un valor monetario al año de vida de 20.000 euros (abstrayéndonos del descuento). Sin embargo, este procedimiento presenta varias limitaciones (Pinto y Martínez, 2005), siendo quizá la más importante la suposición implícita acerca de la existencia de una relación proporcional entre la disposición a pagar y el número de años de vida ganados. Esto implica que el valor de la vida estadística decrece con la edad, circunstancia esta que no parece constatar de forma concluyente en la literatura empírica sobre preferencias declaradas (véase a este respecto la reciente revisión de Krupnick, 2007), como de hecho sugiere nuestro estudio, en el cual no hallamos una relación significativa entre edad y disposición a pagar. Por tanto, pensamos que es mejor estimar el valor monetario de los AVAC (o los años de vida) a partir de métodos que estimen directamente cuál es la máxima disposición a pagar por el AVAC (o año de vida) ganado, tales como los empleados en Pinto y Martínez que no requieren de supuestos como el anterior.

La insensibilidad de las disposiciones a pagar ha sido señalada en la literatura (Beattie *et al.*, 1998; Hammitt y Graham, 1999) como un problema capital para la validez de los valores de la vida humana estimados siguiendo la metodología de la valoración contingente. Por esta misma razón, las ayudas visuales han desempeñado un papel fundamental en la encuesta utilizada en nuestro estudio. Este esfuerzo por comunicar adecuadamente las reducciones de riesgo parece haber surtido efecto sólo en parte. A diferencia de otros estudios previos (cfr. Hammitt y Graham, 1999), las disposiciones a pagar halladas se muestran sensibles a la magnitud de la reducción del nivel de riesgo. Sin embargo, dicha sensibilidad no se comporta en todos los casos de forma aproximadamente proporcional a la variación del riesgo. Aunque este resultado es habitual en la literatura (Hammitt y Graham, 1999; Krupnick *et al.*, 2002; Carson y Mitchell, 2000; Hultkrantz *et al.*, 2006), la mayoría de los estudios practicados no han invertido un esfuerzo comparable al nuestro por comunicar adecuadamente los riesgos presentados, lo cual conduce necesariamente a la búsqueda de explicaciones alternativas.

La ausencia de cuasiproporcionalidad afecta únicamente a las comparaciones que tienen lugar entre la reducción 12 a 9 en 100.000 con las otras dos propuestas, en particular -la DAP media es mayor en un 30%- cuando se compara con la otra reducción que supone un mismo descenso del riesgo en términos absolutos (15 a 12 en 100.000). Este comportamiento podría explicarse apelando a tres posibles argumentos que pasamos a resumir. En primer lugar, existe evidencia empírica que señala que los individuos a la hora de establecer valoraciones de riesgo tienden a sobreponderar la información proporcionada en términos de reducciones relativas frente a la suministrada como reducciones del riesgo en términos absolutos (Gyrd-Hansen *et al.* 2003; Gerking *et al.*, 1988; Baron, 1997). En nuestro caso, dado que la reducción en términos relativos para una misma reducción en términos absolutos era distinta (25% en 12 a 9 en 100.000 vs 20% en 15 a 12 en 100.000) puede haber ocasionado que los encuestados tendieran a apreciar más el mayor descenso relativo, soslayando parcialmente el hecho

de que se estaba valorando la misma reducción en términos absolutos. En segundo lugar, existe un sesgo de carácter psicológico denominado *left-digit effect*, de aplicación a las reducciones de riesgo utilizadas. Así, dicho sesgo predice (Thomas y Morwitz, 2005; Adaval y Monroe, 2002; Dehaene *et al.*, 1990) que la percepción subjetiva que tendrán los individuos de la diferencia que separa a dos magnitudes numéricas será desproporcionada cuando una de dichas magnitudes termina en “9”. En nuestro caso, este efecto podría estar motivando que intuitivamente los encuestados apreciaran que existe una mayor distancia en la comparación 12 a 9 en 100.000 que en la de 15 a 12 en 100.000, ya que en la primera reducción hay un “salto” del ámbito de las decenas (12) al ámbito de las unidades (9), mientras que en la segunda la variación se produce entre “iguales” (15 a 12). La consecuencia de esa posible distorsión sería la sobrevaloración de las disposiciones a pagar ofrecidas por la primera de las dos reducciones. Por último, una tercera explicación menos favorable, nos debería hacer concluir que los individuos tienen problemas difícilmente superables para manejar probabilidades de tan pequeña magnitud (Baron, 1997, Beattie *et al.*, 1998; Frederick y Fischhoff, 1998). Por ello, pese a los esfuerzos realizados para una correcta comunicación de riesgos con el soporte de ayudas visuales, el verdadero problema radicaría en la propia magnitud de las reducciones propuestas, de modo que la solución pasaría por idear procedimientos que permitan la utilización de probabilidades mayores, de más fácil comprensión para los encuestados.

Por último, cabe señalar que el análisis de regresión efectuado verifica que se observa una relación positiva y significativa entre la renta del individuo y su disposición a pagar, lo cual es considerado un requisito mínimo de validez. En este mismo sentido, la elasticidad renta obtenida en todos los escenarios se comporta de forma similar: tomando como referencia un valor de 0,5, que es el señalado por Hammitt (2000^a) como el más habitual en los estudios de valoración contingente, cabría calificar nuestras elasticidades (0,1-0,3) como relativamente bajas. Sin embargo, nuestros valores son comparables a los obtenidos en el contexto de reducciones de riesgos en el sector del transporte (Jones-Lee *et al.*, 1985), estando en cualquier caso por debajo de 1 al igual que ocurre en la mayoría de los estudios realizados hasta al momento (Miller, 2000; Viscusi y Aldy, 2003). En cuanto a la ausencia de relación alguna entre la edad y la DAP, nuestro estudio viene a sumarse a varios otros que apuntan en la misma dirección (p.ej. Alberini *et al.*, 2004). De hecho, la reciente revisión realizada por Krupnick (2007) concluye que (cuando menos en el ámbito de las preferencias declaradas) no parece haber base empírica que apoye el que la Administración Pública valore de forma distinta la reducción de riesgos de muerte en función de la edad de las personas, ya que no hay evidencia concluyente acerca de que las personas mayores tengan una disposición a pagar menor por reducir riesgos de muerte.

Nuestro trabajo, como no podía ser de otra manera, no está exento de limitaciones. Una primera limitación sería el tamaño muestral, el cual quizá cabría considerar insuficiente como para poder proyectar nuestros resultados con carácter general. Sin duda, sería interesante intentar verificar la estabilidad de los valores alcanzados ante un muestreo de mayor envergadura. No obstante, hay que señalar que la muestra utilizada en este trabajo (N = 360)

es semejante a lo acostumbrado en muchos estudios de valoración contingente, ya sea en el contexto de los accidentes de tráfico (p.ej. de Blaeij *et al.*, 2003), o en otros contextos (p.ej. Beattie *et al.*, 1998). Una segunda limitación de otra índole, tiene que ver con que el comportamiento cuasi-proporcional de las DAP sólo se ha conseguido observar parcialmente. La investigación futura debe por tanto orientarse hacia la superación de este problema. En este sentido, cabe mencionar el cauce abierto por el estudio de Carthy *et al.* (1999). Estos investigadores intentan soslayar el problema de los riesgos de pequeña magnitud mediante la descomposición de la tarea de valoración en dos etapas encadenadas: primero, se obtienen disposiciones a pagar por estados de salud no mortales; posteriormente, se asocian dichas DAP a riesgos de muerte de magnitud “manejable”. Este procedimiento consigue evitar la utilización de reducciones de riesgo tan pequeñas como, por ejemplo, las que hemos empleado en el presente estudio. Nuestra intención es comprobar en una próxima investigación si mejora la consistencia de los valores ahora presentados, recurriendo a la metodología iniciada por Carthy *et al.* (1999).

Notas

1. La actualización se ha llevado a cabo utilizando el actualizador de rentas del INE, con referencia Enero-Enero.
2. Las representaciones sobre 100.000 individuos se mostraron en papel para facilitar su percepción.
3. La forma de cálculo de los extremos del intervalo se puede encontrar en STATA 8 (2003), Referente A-F, p.126.
4. Se probaron diversas especificaciones en lo que se refiere a la edad: se contrastó la presencia de una relación en forma de U-invertida, utilizando el cuadrado de la edad; se introdujo en lugar de la edad las desviaciones respecto a la media como regresor y también se testaron formas discretas de introducción de la misma. En ningún caso, los resultados fueron diferentes a los aquí expuestos.
5. Todas las cantidades expresadas en dólares se refieren a dólares del año 2000.

Referencias

- Abellán, J. M. y J. L. Pinto (2000). Quality adjusted life years as expected utilities, *Spanish Economic Review*, 2, 49-63.
- Abellán, J. M., Pinto, J. L., Méndez, I. y X. Badía (2006). Towards a better QALY model. *Health Economics*, 15, 335-676.
- Adaval, R. y B. Monroe (2002), Automatic construction and use of contextual information for product and price evaluations, *Journal of Consumer Research*, 28,572-587.
- Albert, C. y M.A. Malo (1995), Diferencias salariales y valoración de la vida humana en España, *Moneda y Crédito*, 201, 87-125.
- Alberini, A, Cropper, M., Krupnick, A. y N. Simon (2004), Does the value of a statistical life vary with age and health status? Evidence from the United States and Canada, *Journal of Environmental Economics and Management*, 48, 769-92.

- Álvarez, J.C., Caride, M.J y X. González (2003), Análisis coste-beneficio de la conexión Galicia-Madrid con un servicio ferroviario de Alta Velocidad., Working Paper 03-13 Departamento de Economía Aplicada, Universidad de Vigo.
- Baron, J. (1997), Confusion of relative and absolute risk in valuation, *Journal of Risk and Uncertainty*, 14, 301-309.
- Beattie, J., Chilton, S., Cookson, R., Covey, J., Hopkins, L., Jones-Lee, M., Loomes, G., Pidgeon, N., Robinson, A. y A. Spencer (1998), *Valuing health and safety controls. A literature review*, London: Health and Safety Executive.
- Blaeij de, A., Florax., R., Rietveld, P. y E. Verhoef (2003), The value of statistical life in road safety: a meta-analysis, *Accident Analysis and Prevention*, 35, 973-986.
- Carson, R. T., y R. Mitchell (2000), Public preference toward environmental risks: the case of trihalo-methanes, Discussion paper 2000-21, Department of Economics, University of California.
- Carthy, T., Chilton, S., Covey, J., Hopkins, L., Jones-Lee, M., Loomes, G., Pidgeon, N. y A. Spencer (1999), On the contingent valuation of safety and the safety of contingent valuation: Part 2-The CV/SG "chained" approach, *Journal of Risk and Uncertainty*, 17(3), 187-213.
- Corso, P., Hammitt, J.K. y Graham, J. (2001), Valuing mortality risk reduction: using visual aids to improve the validity of contingent valuation, *Journal of Risk and Uncertainty*, 23(2): 165-184.
- De Rus, G. y V. Inglada (1997), Cost-benefit analysis of the high-speed train in Spain, *The Annals of Regional Science*, 31, 175-188.
- Dehaene, S., Dupoux, E. y J. Mehler (1990), Is numerical comparison digital? Analog and symbolic effects in two-digit number comparison, *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 16(3), 626-641.
- Elvik, R. (1995): *A Meta-Analysis of Value of Life Estimates for Occupational and Transport Safety*, Oslo: Institute of Transport Economics.
- Frederick, S. y B. Fischhoff (1998), Scope (in)sensitivity in elicited valuations, *Risk Decision and Policy*, 3, 109-124.
- Gerking, S., Haan, M. y W. Schulze (1988), The marginal value of job safety: a contingent valuation study, *Journal of Risk and Uncertainty*, 1(2), 185-199.
- Gigerenzer, G. (2002), *Calculated risks: How to know when numbers deceive you*, New York: Simon & Schuster,
- Gyrd-Hansen, D., Krsitiansen, I., Nexö, J., y J. Nielsen (2003), How do individuals apply risk information when choosing among health care interventions, *Risk Analysis*, 23(4), 697-704.
- Hammitt, J.K. (1990), Risk perceptions and food choice: an exploratory analysis of organic versus conventional produce buyers, *Risk Analysis*, 10, 367-374.
- Hammitt, J.K. (2000a), Valuing mortality risk: theory and practice, *Environmental Science and Technology*, 34, 1396-1400.
- Hammitt, J. K. (2000b), Evaluating contingent valuation of environmental health risks: the proportionality test, *Association of Environmental and Resource Economists Newsletter*, 20 (1), 14-19.

- Hammit, J. K. y J. Graham (1999), Willingness to pay for health protection: inadequate sensitivity to probability?, *Journal of Risk and Uncertainty*, 8, 33-62.
- Hultkrantz, L., Lindberg, G. y C. Andersson (2006), The value of improved road safety, *Journal of Risk and Uncertainty*, 32, 151-170.
- Inglada, V. (2004), Internalización de las externalidades en el transporte, Ponencia en I Workshop SEMAOL.
- Jarvenpaa, S.L. (1989), The effect of task demands and graphical format on information processing strategies, *Management Science*, 35, 285-303
- Johannesson, M., Jonsson, B. y L. Borgquist (1991), Willingness to pay for antihypertensive therapy: results of a Swedish pilot study, *Journal of Health Economics*, 10, 461-74.
- Jones-Lee, M.W. (1976), *The Value of Life: An Economic Analysis*, London : The University of Chicago Press.
- Jones-Lee, M. W., Hammerton, M. y P. Philips. (1985), The value of safety: results of a national sample survey, *Economic Journal*, 95, 49-72.
- Jones-Lee, M.W., Hammerton, M. y P. Phillips (1993), The value of transport safety: results of a national sample survey, Report to the department of Transport, University of Newcastle-Upon-Tyne, Department of Economics.
- Kochi, I., Hubell, B. Y R. Kramer (2006), An espiral bayes approach to combining and comparing estimates of the value of a statistical life for Environmental Policy Analysis, *Environmental & Resource Economics*, 34, 385-406.
- Krupnick, A.J., Alberini, A., Cropper, M.L., Simon, N., O' Brien, B., Goeree, R., y Heintzelman, M. (2002), Age, health and the willingness to pay for mortality risk reductions: a contingent valuation survey of Ontario residents, *Journal of Risk and Uncertainty*, 24: 161-186.
- Krupnick; A. (2007), Mortality-risk Valuation and Age: Stated Preference Evidence, *Review of Environmental Economics and Policy*, 1 (2): 261-282.
- Lipkus, I.M. y J.G. Hollands (1999), The visual communication of risk, *Journal of the National Cancer Institute*, 25, 149-63.
- McDaniels, T. L., Kamlet, M. S. y G.W. Fischer (1992), Risk perception and the value of safety, *Risk Analysis*, 12(4), 495-503
- Mendeloff, J. M. y R. M. Kaplan (1990), Are large differences in "Lifesaving" costs justified? A psychometric study of the relative value placed on preventing deaths, *Risk Analysis*, 9(3), 349-363
- Miller, T.R. (2000), Variations between countries in values of statistical life, *Journal of Transport Economics and Policy*, 34(2), 169-188.
- MOPT (1991), *Manual de evaluación de inversiones en ferrocarriles*. Ministerio de Obras Públicas y Transportes, Madrid.
- Paling, J. (1997), *Up to your armpits in alligators? How to sort to what risks are worth worrying about*, Gainesville, Florida: Risk Communication and Environmental Institute.
- Paling, J. (2003), Strategies to help patients to understand risks, *British Medical Journal*, 327, 745-748.

- Pinto, J.L., Abellán, J. M. y F.I. Sánchez (2004), *Incorporación de las preferencias de los pacientes en la toma de decisiones clínicas*, Barcelona: Masson.
- Pinto, J. L. y J. Martínez (2005), Estimación del valor monetario de los años de vida ajustados por calidad: estimaciones preliminares. *Economiaz*, 60, 192-209.
- Poe, G.L, Giraud, K.L y J.B. Loomis (2001), Simple computational methods for measuring the difference of empirical distributions: application to internal and external scope tests in contingent valuation, staff paper 2001-05, Department of Agricultural, Resource, and Managerial Economics Cornell University.
- Riera, A., Ripoll, A.M. y J. Mateu (2007), Estimación del valor estadístico de la vida en España: una aplicación del método de salarios hedónicos, *Hacienda Pública Española*, 181, 29-48.
- Savage, I. (1993), An empirical investigation into the effect of psychological perceptions on the willingness-to-pay to reduce risk, *Journal of Risk and Uncertainty*, 6, 75-90.
- Segarra A.,Theilen, B. y M. Martin (1999), *Rentabilidad económica y social de la conexión de Tarragona con el ancho de vía europeo: Coste-Beneficio del transporte de mercancías*, Tarragona: Autoritat Portuaria de Tarragona
- Smith, R. D. (2006), It's not just what you do, it's the way that you do it: the effect of different payment card formats and survey administration on willingness to pay for health gain, *Health Economics*, 15, 281-293.
- Thomas, M y V. Morwitz (2005), Penny wise and pound foolish: the left-digit effect in price cognition, *Journal of Consumer Research*, 32,54-63
- Viscusi, W K. y J. Aldy, J. (2003), The value of a statistical life: a critical review of market estimates throughout the world, *Journal of Risk and Uncertainty*, 27(1), 5-76.
- Yamagishi, K. (1997), When a 12.86% mortality is more dangerous than 24.14%: Implications for risk communication , *Applied Cognitive Psychology*, 11, 495-506.

Abstract

In this study we estimate the Monetary Value of a Statistical Life in Spain through stated preferences obtained from general population. The method we use is contingent valuation. Willingness to pay values are elicited for mortality-risk reductions in a road injury. Our estimates (not lower than ?2.7 millions) are similar to other calculations performed in European countries. Nevertheless, our results only satisfy the requirement of quasi-proportionality partly. Further research is required in order to try the improvement of the consistency of valuations. The chained method coined by Carthy *et al.* (1999) can be useful for that objective.

Keywords: Value of life (VoL), stated preferences, road accidents, contingent valuation, risk communication.

JEL classification: D61, J17.