



# Estimación del valor estadístico de la vida en España: Una aplicación del Método de Salarios Hedónicos

ANTONI RIERA FONT  
AINA M. RIPOLL PENALVA  
JOSEP MATEU SBERT

*Centre de Recerca Econòmica (UIB · Sa Nostra)  
Universitat de les Illes Balears*

*Recibido: Marzo, 2006*

*Aceptado: Abril, 2007*

## Resumen

Los intentos de cuantificación del valor estadístico de la vida (VEV) a través de los intercambios entre riesgo y salario se han desarrollado mayoritariamente a partir del Modelo de Salarios Hedónicos. Bajo este esquema conceptual, el presente trabajo realiza una estimación del VEV a partir de una amplia base de datos del mercado de trabajo español y de la construcción de índices de riesgo laboral que incorporan simultáneamente la ocupación y la rama de actividad para el período 1997-2000. Los principales resultados de la aplicación constatan una relación positiva entre el riesgo de accidentalidad y el salario percibido y sitúan el VEV en España en el rango de 2 a 2,7 millones de euros, a precios del 2000.

*Palabras clave:* valor estadístico de la vida, índices de riesgo laboral, modelo de salarios hedónicos

*Clasificación JEL:* D61, J17, J28, J31

## 1. Introducción

La valoración del riesgo de vida constituye un elemento clave del análisis coste-beneficio de la mayor parte de políticas públicas que pretenden reducir el riesgo de mortalidad de los individuos (salud humana, seguridad laboral, condiciones ambientales y seguridad vial, entre otras). Aunque la parte relativa a los costes de este análisis es, ciertamente, poco problemática, la cuantificación y monetarización de sus beneficios reviste una elevada complejidad al no existir un mercado propiamente dicho donde los individuos puedan ‘comprar’ y/o ‘vender’ reducciones del riesgo de muerte o enfermedad.

En este sentido, el valor apropiado del beneficio asociado a la implantación de una política orientada a la reducción del riesgo mortal correspondería, precisamente, al denominado Valor Estadístico de la Vida (VEV), manifestado a través de la disposición a pagar de la

población afectada para conseguir dicha reducción y no, como podría pensarse, a partir del valor de las vidas que se evitarían ex-post.

En este contexto, y si bien la economía ambiental ha propuesto diferentes técnicas que permiten aproximar la disposición a pagar de los individuos por una reducción del riesgo de muerte o enfermedad, la literatura ha basado mayoritariamente la estimación del VEV en la relación de intercambio que los individuos manifiestan entre los diferentes niveles de salario y riesgo asociados a la elección del puesto de trabajo. En este sentido, el Método de Salarios Hedónicos (MSH) ha sido ampliamente utilizado desde que Thaler y Rosen (1975) efectuaran la primera estimación y desarrollaran gran parte de la terminología empleada hasta el momento.

En líneas generales, el MSH trata de capturar en una ecuación salarial las características personales y laborales determinantes del salario con la intención de aislar la relación salario-riesgo y conocer, por tanto, la disposición marginal a pagar de los individuos ante una reducción del riesgo de muerte. Durante las últimas décadas, la mayor parte de la literatura se ha centrado en ofrecer distintas especificaciones del modelo —sobre la base de ecuaciones reducidas (Viscusi, 1978; Coiseneau, 1992; Leigh, 1995), sistemas de ecuaciones estructurales (Biddle y Zarkin, 1988; Khan y Lang, 1988) y datos de panel (Brown, 1980; Duncan y Holmlund, 1983)—, así como en mejorar la construcción de los índices de riesgo —a través de datos actuariales (Arnould y Nichols, 1983), estadísticas laborales agrupadas por sectores de actividad (Viscusi, 1981; Olson, 1981; Smith, 1983) u ocupación (Marin y Psacharopoulos, 1982; Leigh, 1991)—, estimar la influencia que ejercen determinadas características individuales —principalmente el sexo (Leeth y Ruser, 2003) y la edad (Aldy y Viscusi, 2004)— y en poner de manifiesto las principales limitaciones econométricas que subyacen a este tipo de estimaciones centradas, principalmente, en problemas relacionados con la endogeneidad (Garen, 1988) o con los errores de medición del riesgo laboral (Black y Kniesner, 2003).

Una revisión exhaustiva de los estudios que utilizan el MSH se encuentra en Viscusi y Aldy (2003), donde se constata además que la mayor parte de aplicaciones del MSH toman como referencia el mercado laboral estadounidense, si bien desde 1990 se han desarrollado interesantes aplicaciones en otros países desarrollados —como las de Arebsheibani y Marin (2000) para el Reino Unido, Meng y Smith (1999) para Canadá y Baranzini y Ferro (2001) para Suiza—, así como en algunos países en vías de desarrollo —tal es el caso de Sanmugam (2001) para la India, Kim y Fishback (1999) para Corea de Sur—. En España la única aportación conocida es la de Albert y Malo (1995) en la que los autores, de acuerdo a la información incluida en la *Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clase* (ECBC) y la *Estadística de Accidentes de Trabajo* para el año 1991, obtienen una estimación del VEV en España a partir de la definición de una ecuación reducida de salarios y la construcción de índices de riesgo específicos por ocupación.

En la práctica las mayores dificultades en la estimación del MSH provienen, por una parte, de la heterogeneidad de las bases de datos disponibles —dado que no es habitual que las esta-

dísticas incorporen simultáneamente información sobre la fuerza laboral y las condiciones de trabajo de ésta— y, por otra, de la necesidad de la construcción de los índices de riesgo de la forma lo más precisa posible—de forma que recojan la variabilidad del riesgo entre los distintos puestos de trabajo y permitan una valoración adecuada de los intercambios riesgo-salario en el mercado de trabajo—. Ambos hechos obligan a utilizar, habitualmente, muestras de reducida dimensión y conllevan la existencia de sesgos en la obtención del VEV.

En este contexto, se enmarca el presente trabajo que ofrece, sobre la base del mercado laboral español, una estimación del VEV para España a partir de la especificación de una ecuación reducida de salarios hedónicos que permita aislar la relación salario-riesgo. La particularidad de este trabajo reside, por una parte, en la utilización conjunta de los datos censales de la *Estadística de Accidentes de Trabajo* (Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales) y de los datos individuales extraídos del *Panel de Hogares de la Unión Europea* (INE), fuente ésta última que permite trabajar con una muestra de amplio alcance. Por otra parte, la construcción de los índices de riesgo se ha realizado, de acuerdo a Viscusi (2004), considerando de forma simultánea cruzados según la ocupación y la actividad económica en la que se ubican los trabajadores, hecho que permite recoger las variaciones significativas del riesgo que se observan a través de las distintas ocupaciones y ramas de actividad. El artículo se estructura como sigue: en el siguiente apartado se presenta la especificación del MSH, las teorías implícitas en su formulación y la derivación teórica del VEV; en la tercera parte, se procede a describir los datos y enumerar las fuentes que se han utilizado en la estimación, así como la identificación del conjunto de variables relevantes; en la cuarta parte se describe la construcción de los índices de riesgo; en la quinta parte se exponen los resultados obtenidos de la estimación del MSH y el cálculo del VEV; finalmente, en la sexta parte, se concluye.

## 2. El modelo

En el presente trabajo se propone la especificación de una ecuación de salarios hedónicos reducida, de acuerdo con la mayor parte de las aplicaciones empíricas desarrolladas en la literatura. Dicha formulación, a diferencia de los sistemas de ecuaciones estructurales, requiere un menor número de hipótesis de partida y evita la posible elección arbitraria de las funciones de utilidad (Arabsheibani y Marin, 2000). Así mismo, se ha descartado la construcción de un panel de datos porque, siguiendo a Griliches y Hausman (1986), éste agrava los problemas de error en las variables, hecho que puede ser especialmente grave dadas las imprecisiones que, según Mellow y Sider (1983), se asocian a la información sobre ocupación y actividad.

De esta manera, adoptando la forma funcional semilogarítmica para la ecuación de los salarios hedónicos resulta:

$$\ln w_i = \beta_0 + \beta'_x X + \beta'_r R + u_i \quad [1]$$

Donde  $\ln w_i$  es el logaritmo neperiano del salario para cada individuo  $i$ ,  $\beta_0$  es la constante,  $X$  recoge los factores determinantes del salario correspondientes a las características individuales y del puesto de trabajo,  $\beta_x$  es el vector de parámetros de las variables de la matriz  $X$ ,  $R$  son los índices de riesgo mortal y no mortal incorporados al modelo,  $\beta_r$  son los coeficientes estimados para los índices de riesgo y  $u_i$  es el término de error.

Dicha formulación responde a los resultados obtenidos de la transformación Box-Cox aplicada a la variable dependiente, de acuerdo a la expresión:

$$\frac{w_i^\lambda - 1}{\lambda} \quad [2]$$

donde si  $\lambda$  tiende a cero, la forma funcional que maximiza la homocedasticidad de los residuos es la semilogarítmica. En este caso, se ha obtenido un valor de  $\lambda$  cercano a 0,2, de manera que los residuos de la especificación lineal tendrían un claro comportamiento sistemático y, por tanto, es la forma funcional semilogarítmica la que consigue la práctica homocedasticidad de la perturbación.

El modelo se sustenta en la teoría de las diferencias igualadoras al predecir que, en un mercado perfectamente competitivo, un empleo con más riesgo de muerte tendrá asociada una remuneración más elevada y, por tanto, las diferencias salariales observadas reflejan la valoración monetaria que los trabajadores asignan a las diferencias de riesgo (Rosen, 1991). Dicho concepto de diferencial compensador del salario, cuya mención puede remontarse a Adam Smith, encuentra su principal contraargumento en el carácter no competitivo del mercado laboral y, por tanto, obliga a tener en cuenta la teoría *insider-outsider* (Lindbeck y Snower, 1986), y la hipótesis de los salarios de eficiencia (Solow, 1979; Andrés y García, 1991) en la explicación de las diferencias salariales observadas.

En cualquier caso, una vez estimada la función de salarios hedónicos, la derivada parcial del salario respecto a cualquiera de las características incluidas en la regresión indica la disposición marginal a pagar —a través de la aceptación de un salario menor— por disponer de una unidad adicional de la misma. Cuando la característica apuntada es el riesgo de muerte asociado al puesto de trabajo, el valor de la derivada adquiere un significado especial, en la medida que representa la compensación monetaria exigida por el trabajador para asumir una probabilidad de muerte superior a la que le correspondería si no aceptara ese puesto de trabajo.

De esta manera, el VEV se calcula a partir de los resultados de la estimación en relación al riesgo y el salario medio anual<sup>1</sup>, siguiendo la expresión:

$$VEV = \frac{\partial(w_i)}{\partial(R_i)} \cdot 1000 (\bar{w}) \cdot \frac{\partial \ln(w_i)}{\partial(R_i)} \cdot 1000 (\bar{w}) \cdot \beta_r \cdot 1000 \quad [3]$$

### 3. Datos y variables utilizadas

Las estimaciones realizadas en este estudio se han basado en la instrumentación de una base de datos construida a partir de la información contenida en el *Panel de Hogares de la Unión Europea* (PHOGUE), obtenido a través del INE, y de los microdatos correspondientes a la *Estadística de Accidentes de Trabajo* (EAT) del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales. La utilización de forma conjunta de la información incluida en dichas fuentes de datos permite clasificar, simultáneamente, a los individuos de la muestra en 18 ramas de actividad y 18 ocupaciones, de acuerdo a la máxima desagregación posible que permite el PHOGUE.

En este sentido, del PHOGUE se han extraído los datos de la variable dependiente, expresada como el logaritmo neperiano del salario mensual neto correspondiente al año 2000, ejercicio para el que se dispone de una muestra ampliada. En este sentido, cabe señalar que se han seleccionado del PHOGUE aquellos trabajadores asalariados que declaran el nivel de ingresos que perciben por el trabajo realizado y que manifiestan una dedicación laboral superior a quince horas semanales, lo que obligará a corregir el posible sesgo de selección en la estimación del modelo<sup>2</sup>.

Así mismo, se han identificado, con la misma referencia temporal, las variables determinantes del salario que explican las características personales del individuo de tipo demográfico, situación familiar, formación, vida laboral y experiencia, situación geográfica y estado de salud. En relación al puesto de trabajo, se han considerado variables que recogen la ocupación desempeñada, el tamaño de la empresa, el nivel de responsabilidad asumido por el trabajador, la situación laboral y el tipo de jornada, el grado de satisfacción y la existencia de compensaciones no monetarias del salario, tales como las aportaciones de la empresa en concepto de conservación de la salud y/o mejora de la formación.

Adicionalmente, cabe señalar que de acuerdo con las características institucionales del mercado de trabajo nacional no se ha considerado relevante la inclusión de variables destinadas a medir la afiliación sindical, práctica habitual en las aplicaciones relativas al contexto estadounidense<sup>3</sup>, dado que en España los salarios no suelen fijarse mediante la interacción directa entre empleador y empleado, sino de forma mayoritaria mediante la negociación colectiva. En este sentido, se ha descartado la inclusión de variables que manifiesten el grado de cobertura de dicho proceso de negociación dado que, según el principio de ‘eficacia general’ automática, todo convenio de ámbito superior a la empresa ha de ser aplicado por todas las empresas y para todos los trabajadores que formen parte del ámbito geográfico y sectorial correspondiente (Bentolila y Jimeno, 2002). De alguna manera, la interpretación de los coeficientes de las variables regionales estimadas permite considerar las diferencias salariales derivadas de la estructura autonómica de la negociación colectiva, a la vez que refleja las diferencias territoriales en términos de paridad del poder adquisitivo.

**Tabla 1**  
**Descripción de variables explicativas**

Características personales		Media	Desviación estándar
<b>A) Demográficas</b>			
Sexo	Hombre	0,620	0,485
	Mujer	0,380	0,485
Edad	Edad (años)	37,553	11,179
<b>B) Situación familiar</b>			
Cohabitación	Vive en pareja	0,627	0,484
	No vive en pareja	0,373	0,484
Hijos	No tiene hijos a cargo	0,448	0,497
	Sí tiene hijos a cargo	0,552	0,497
<b>C) Formación</b>			
Nivel de estudios	Estudios primarios y analfabetos	0,184	0,387
	Estudios medios	0,600	0,490
	Estudios universitarios	0,217	0,412
Idiomas extranjeros	Sí	0,134	0,497
	No	0,866	0,497
<b>D) Vida laboral y experiencia</b>			
Experiencia laboral	Experiencia (meses)	84,894	74,092
Situación laboral anterior	Parado durante los últimos 5 años	0,323	0,468
	No parado durante los últimos 5 años	0,677	0,468
<b>E) Situación geográfica</b>			
Región de residencia	Galicia	0,067	0,251
	Asturias	0,033	0,179
	Cantabria	0,038	0,191
	País Vasco	0,050	0,218
	Navarra	0,037	0,189
	La Rioja	0,028	0,165
	Aragón	0,048	0,214
	Madrid	0,090	0,286
	Castilla y León	0,057	0,231
	Castilla-La Mancha	0,050	0,218
	Extremadura	0,039	0,193
	Cataluña	0,124	0,330
	Comunidad Valenciana	0,074	0,262
	Baleares	0,029	0,167
	Andalucía	0,113	0,317
	Trayectoria migratoria <sup>a</sup>	Murcia	0,052
Canarias		0,070	0,254
Nació en España y reside en la misma región de nacimiento		0,786	0,410
Nació en España y reside en una región distinta a la de nacimiento		0,190	0,392
	Nació en el extranjero y reside en España	0,025	0,155
<b>F) Estado de salud</b>			
Enfermedades reconocidas	Padece enfermedad física o psicológica	0,090	0,287
	No padece enfermedad física o psicológica	0,910	0,287

(Continúa)

*(Continuación)***Características personales**

		<b>Media</b>	<b>Desviación estándar</b>
<b>A) Lugar de trabajo</b>			
Ocupaciones	Dirección de empresas y AAPP	0,019	0,135
	Técnicos y profesionales superiores	0,129	0,335
	Técnicos y profesionales de apoyo	0,105	0,307
	Administrativos	0,124	0,329
	Trab. servicios comerciales y personales	0,154	0,361
	Trab. cualificados del sector primario	0,012	0,109
	Trab. cualificados industria y construcción	0,192	0,394
	Operadores y montadores	0,107	0,310
	Trabajadores no cualificados	0,158	0,365
Naturaleza del sector	Sector público	0,223	0,416
	Sector privado	0,777	0,416
Tamaño de la empresa	1-4 trabajadores	0,169	0,375
	5-19 trabajadores	0,276	0,447
	20-49 trabajadores	0,173	0,378
	50-99 trabajadores	0,108	0,311
	100-499 trabajadores	0,149	0,356
	+500 trabajadores	0,125	0,330
Nivel de responsabilidad	Realiza tareas de control o supervisión	0,221	0,415
	No realiza tareas de control o supervisión	0,779	0,415
<b>B) Situación laboral</b>			
Tipo de contrato	Inferior a 6 meses	0,101	0,302
	6-12 meses	0,065	0,246
	1-2 años	0,038	0,192
	2-5 años	0,018	0,134
	Indefinidos	0,095	0,293
	No especificado	0,683	0,465
Tipo de jornada	Tiempo completo	0,937	0,243
	Tiempo parcial	0,063	0,243
Duración de la jornada semanal	Horas trabajadas por semana (ln)	3,674	0,223
<b>C) Satisfacción del trabajador</b>			
Nivel de cualificación	Optaría a un trabajo más cualificado	0,580	0,494
	No optaría a un trabajo más cualificado	0,420	0,494
<b>D) Compensaciones no salariales<sup>b</sup></b>			
Salud	Percibe complemento por salud	0,376	0,484
	No percibe complemento por salud	0,624	0,484
Formación	Percibe complemento por formación	0,278	0,448
	No percibe complemento por formación	0,722	0,448

<sup>a</sup> La trayectoria migratoria individual se especifica a través de dos variables ficticias que tratan de recoger, frente al hecho de residir en la misma región de nacimiento: (1) el efecto de trabajar en una región distinta a la de nacimiento y (2) la condición de trabajar en España siendo extranjero.

<sup>b</sup> Ambas variables recogen si la empresa u organismo en el que trabaja el individuo le proporciona o le subvenciona de forma gratuita parte del cuidado y conservación de la salud o parte de la educación y formación.

Fuente: Elaboración propia de acuerdo a los datos del PHOGUE 2000, INE.

#### 4. Construcción de los índices de riesgo

El cálculo de los índices de riesgo se ha realizado sobre la base de los microdatos censales de trabajadores asalariados incluidos en la *Estadística de Accidentes de Trabajo* (EAT) del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales. De esta fuente se han identificado los accidentes con baja, producidos en el lugar de trabajo o *in itinere*, distinguiendo entre accidentes mortales y no mortales.

El enfoque estándar utilizado en la literatura consiste en la construcción de medidas específicas de riesgo ya sea por actividades, ignorando las variaciones de riesgo entre las ocupaciones de un mismo sector, o por ocupaciones, no recogiendo, por consiguiente, las variaciones del riesgo dentro de un mismo sector de actividad. Es, precisamente, desde esta última perspectiva que Albert y Malo (1995) realizaron el único trabajo empírico conocido que ofrece para España una estimación del valor estadístico de la vida a partir de un modelo de salarios hedónicos. No obstante, en el presente artículo, siguiendo el reciente trabajo de Viscusi (2004), contextualizado en el mercado laboral estadounidense, se propone la construcción de índices específicos de riesgo mortal y no mortal de forma cruzada entre las ocupaciones y las ramas de actividad en las que se ubican cada uno de los trabajadores de la muestra. En este sentido, los índices cruzados de riesgo obtenidos se interpretan, numéricamente, como la probabilidad en tantos por mil de sufrir un accidente mortal/no mortal desempeñando una determinada ocupación en una rama de actividad concreta.

Por ello, se ha procedido a la agregación de las ocupaciones y actividades disponibles en la EAT en un intento de garantizar la correspondencia con las categorías análogas disponibles en el PHOGUE, el cual, como se ha comentado anteriormente, tan sólo permite clasificar a los individuos en 18 ocupaciones y 18 actividades de forma simultánea<sup>4</sup>. Del total de las 324 celdas posibles (18x18) se ha procedido a eliminar aquellas que, de acuerdo a la información contenida en el PHOGUE, son inexistentes o extremadamente infrecuentes, de manera que el número de celdas consideradas finalmente se cifra en 216. A partir de dicha clasificación, los índices de riesgo se obtienen como el cociente entre el número de accidentes mortales y no mortales asignados a cada una de las celdas mencionadas y el número de individuos existentes en cada celda, teniendo en cuenta la proporción que éstos representan dentro del total de trabajadores asalariados en España durante el ejercicio o periodo de referencia.

Los índices de riesgo cruzados se han construido para el año 2000, ejercicio seleccionado para la explotación del PHOGUE, si bien, adicionalmente, se ha contemplado la elaboración de índices de riesgo medios para un periodo más amplio, en un intento de incluir una medida más precisa y más robusta del riesgo, no sujeta a los valores extremos de accidentalidad de un año concreto. Para ello se ha escogido el periodo 1997-2000 dado que la entrada en vigor de la ley 31/1995, de 8 de noviembre, sobre la prevención de riesgos laborales supone una ruptura en la serie de accidentalidad a partir de 1996.

En la Tabla 2 se presentan los índices de riesgo mortal cruzados por actividad y ocupación para el ejercicio 2000 y el período 1997-2000, agregados, a modo de resumen, a 9 ocu-



Tabla 2  
Índices de riesgo mortal cruzados para ocupaciones y ramas de actividad

	Agricultura y Pesca	Industrias y extractivas y energía	Industrias manufactureras	Construcción	Comercio y hostelería	Transporte	Servicios a empresas e intermediación financiera	Educación, sanidad y servicios públicos	Total ocupaciones
<b>1997-2000</b>									
Dirección de empresas y AAPP	0,12	0,06	0,12	0,11	0,20	0,14	0,15	0,09	0,14
Técnicos y profesionales superiores	0,19	0,06	0,03	0,19	0,11	0,09	0,06	0,03	0,04
Técnicos y profesionales de apoyo	0,33	0,08	0,17	0,12	0,17	0,11	0,05	0,03	0,09
Empleados administrativos	0,06	0,00	0,04	0,05	0,04	0,10	0,04	0,03	0,04
Empleados de servicios comerciales y personales	1,17	0,25	0,03	0,25	0,06	0,09	0,32	0,04	0,06
Trabajadores cualificados del sector primario	0,68	-	0,25	-	0,25	-	-	0,11	0,60
Trabajadores cualificados de la industria y la construcción	1,83	0,13	0,13	0,27	0,09	0,14	0,54	0,15	0,19
Operadores y montadores de instalaciones y maquinaria	0,78	0,13	0,13	0,30	0,42	0,56	0,77	0,29	0,27
Trabajadores no cualificados	0,15	0,15	0,15	0,31	0,14	0,20	0,10	0,06	0,14
Total ramas de actividad	0,34	0,24	0,12	0,26	0,09	0,28	0,09	0,04	0,13
<b>2000</b>									
Dirección de empresas y AAPP	0,00	0,00	0,15	0,14	0,10	0,19	0,12	0,03	0,11
Técnicos y profesionales superiores	0,15	0,03	0,05	0,18	0,08	0,07	0,04	0,03	0,04
Técnicos y profesionales de apoyo	0,00	0,17	0,17	0,10	0,13	0,17	0,10	0,03	0,08
Empleados administrativos	0,00	0,00	0,03	0,04	0,04	0,07	0,04	0,02	0,04
Empleados de servicios comerciales y personales	0,67	0,00	0,11	0,67	0,06	0,12	0,28	0,04	0,06
Trabajadores cualificados del sector primario	0,72	-	0,50	-	0,50	-	-	0,06	0,63
Trabajadores cualificados de la industria y la construcción	1,67	0,43	0,14	0,28	0,08	0,16	0,79	0,22	0,20
Operadores y montadores de instalaciones y maquinaria	0,60	0,27	0,12	0,29	0,48	0,66	0,62	0,43	0,29
Trabajadores no cualificados	0,18	0,30	0,17	0,35	0,18	0,24	0,13	0,06	0,17
Total ramas de actividad	0,35	0,24	0,12	0,28	0,09	0,31	0,09	0,05	0,13

<sup>a</sup> Índice de riesgo mortal en tantos por mil.

<sup>b</sup> Los autores ponen a disposición de los interesados la tabla completa.

Fuente: Elaboración propia de acuerdo a los datos de la EAT y PHOGUE, Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales e INE.

paciones y 8 ramas de actividad<sup>5</sup>. Como se puede observar, los índices de carácter estructural arrojan, generalmente, una probabilidad de muerte ligeramente menor respecto a los referidos al ejercicio específico, si bien las conclusiones derivadas acerca de la incidencia de la accidentalidad laboral en España son similares.

En este sentido, las ramas de actividad en las que se manifiesta una mayor probabilidad de siniestralidad laboral son, esencialmente, la agricultura, la minería y la industria energética, la construcción y el transporte, mientras que la ocupación más arriesgada corresponde a la de los trabajadores cualificados del sector primario.

Sin embargo, se observa cómo la probabilidad de accidente mortal que existe en una determinada actividad, no es independiente de la ocupación que desempeñan los individuos y, viceversa, el índice de riesgo varía entre los diferentes sectores en los que se realiza una misma ocupación. Así, por ejemplo, en el sector del transporte, los operadores y montadores de instalaciones y maquinaria se exponen a un nivel de riesgo seis veces más alto que el de los técnicos y profesionales superiores. Análogamente, el segmento de trabajadores no cualificados se expone a un nivel de riesgo mucho más elevado en el sector de la construcción que en el de educación, sanidad y servicios públicos.

## 5. Estimación y resultados

El análisis empírico desarrollado en esta aplicación se ha realizado considerando una muestra de 11.257 individuos asalariados, para los cuales se ha procedido a estimar el modelo planteado en la ecuación 1 incluyendo en primer lugar, los índices de riesgo mortal específicos para el ejercicio 2000 y, en segundo lugar, los índices de riesgo mortal medio para el período 1997-2000. Adicionalmente, se ha considerado la inclusión de los índices de riesgo no mortal, calculados a partir de la frecuencia de lesión e integrados, casi exclusivamente, por accidentes calificados como leves<sup>6</sup>.

En la Tabla 3 se presentan los resultados de las estimaciones efectuadas para cada una de las medidas alternativas de riesgo. En este sentido, se ha obtenido un  $R^2$  ajustado del 67,7% en ambas especificaciones, valor que supone un buen ajuste si se tiene en cuenta la transversalidad de los datos y los resultados de gran parte de las aplicaciones, sobre todo las referidas a Estados Unidos, que no consiguen explicar el 50% de la variable dependiente. Asimismo, en la estimación se ha utilizado el método de corrección de White con el objetivo de evitar la heterocedasticidad del término de error, incentivada, aún más si cabe, por la utilización de índices de riesgo cruzados por actividad y ocupación (Viscusi, 2004). Adicionalmente, el parámetro lambda, que corrige el sesgo de selección, no ha resultado significativo al 90% en ninguna de las especificaciones.

En este sentido, los coeficientes estimados para el riesgo mortal han resultado significativos al 99%, si bien el correspondiente al índice de riesgo medio para el período 1997-2000 arroja un valor más elevado. Paralelamente, el coeficiente estimado del riesgo no mortal no

resulta significativo al 90% y, pese a que no es utilizado directamente para el cálculo del VEV, cabe señalar que excluir esta variable supone un sesgo en la estimación del coeficiente del riesgo mortal<sup>7</sup>. Este resultado está en la línea de los obtenidos por Martinello y Meng (1992) para Canadá y Arabsheibani y Marín (2000) para el Reino Unido.

Cabe resaltar, asimismo, que la mayor parte de los coeficientes estimados para las características individuales y del puesto de trabajo han sido significativos, a un 99% de confianza, y los signos obtenidos correctos según lo esperado. En este sentido, la estimación ofrece los resultados previstos en cualquier ecuación de salarios para las variables explicativas relativas a las características personales, de manera que se estima un salario mayor para los individuos de sexo masculino, creciente con el nivel de estudios y según la edad, aunque con aumentos de cada vez menores según avanza esta última.

Asimismo, se observa que los salarios son mayores para aquellos individuos que acumulan una mayor permanencia en la empresa, trabajan en organizaciones de gran dimensión, disfrutan de un contrato indefinido y trabajan a jornada completa. Dichos resultados reflejan la existencia de factores no competitivos en el mercado de trabajo español que contradicen la teoría de las diferencias igualadoras y avalan la teoría *insider-outsider*. De esta manera, se evidencia una elevada correspondencia con los resultados obtenidos en las aplicaciones conocidas que tratan de explicar las diferencias salariales en España (Jimeno y Toharia, 1993).

Territorialmente, se observa la percepción de salarios distintos entre las diferentes Comunidades Autónomas, de manera que se refleja un mayor salario en el caso de las regiones del País Vasco, Navarra, Cataluña y Baleares. En este contexto, se aprecia, por una parte, la existencia de diferencias en los niveles de precios regionales y, por otra, la compartimentación del mercado de trabajo nacional, en términos de distintos niveles de riesgo y diferencias en los procesos de negociación colectiva, añadido a la escasa predisposición a la movilidad de los trabajadores. No obstante, los resultados obtenidos estiman un mayor salario para aquellos individuos que residen y, por tanto, trabajan en una región distinta a la de su nacimiento.

En cuanto a la categorización del trabajo por ocupaciones profesionales, se estima un mayor salario en el caso de aquellos individuos que ostentan la dirección de empresas privadas o Administraciones públicas, seguidos de los técnicos y profesionales superiores. Por el contrario, se reflejan menores salarios para los individuos que se ubican en la categoría de trabajadores cualificados del sector primario, precedidos por los trabajadores no cualificados. Adicionalmente, según la naturaleza del sector en el que opera la empresa, se obtiene un diferencial positivo en el salario de los trabajadores que se ocupan en el sector público.

En relación a la percepción por parte del trabajador de complementos no salariales relativos a la subvención de forma gratuita de parte del cuidado y conservación de la salud o parte de la educación y formación, se observa que ésta redundante, como cabía esperar, en un menor salario. Asimismo, el hecho de que el individuo padezca algún tipo de enfermedad física o psicológica redundante, igualmente, en un diferencial salarial negativo.

Con todo, los resultados obtenidos estiman, para el ejercicio de 2000, un coeficiente del riesgo mortal de 0,16, valor que supone un VEV de 2,04 millones de euros. No obstante, esta cifra se incrementa hasta los 2,69 millones de euros si se considera la media de los índices de riesgo para el periodo 1997-2000<sup>8</sup>. Este valor resulta ligeramente inferior al ofrecido por Albert y Malo (1995), los cuales cifraron el VEV en España en alrededor de 360 millones de pesetas a precios de 1991 (2,98 millones de euros a precios de 2000)<sup>9</sup>. Dicho diferencial se explica, principalmente, por la obtención del VEV, en este estudio, a partir de índices cruzados de riesgo que, de acuerdo con Viscusi (2004), arrojan una estimación más precisa frente a la utilización de índices basados en una sola dimensión.

**Tabla 3**  
**Resultados de la estimación (para ln Wi) y obtención del VEV**

	1997-2000	2000
Constante	10,839 <sup>a</sup>	10,838 <sup>a</sup>
Sexo	-0,129 <sup>a</sup>	-0,129 <sup>a</sup>
Edad	0,023 <sup>a</sup>	0,023 <sup>a</sup>
(Edad) <sup>2</sup>	-0,0002 <sup>a</sup>	-0,0002 <sup>a</sup>
Estudios medios	0,049 <sup>c</sup>	0,049 <sup>c</sup>
Estudios universitarios	0,105 <sup>c</sup>	0,106 <sup>c</sup>
Idiomas extranjeros	-0,083 <sup>a</sup>	-0,083 <sup>a</sup>
Cohabitación	-0,020 <sup>d</sup>	-0,020 <sup>d</sup>
Hijos a cargo	0,014 <sup>b</sup>	0,034 <sup>b</sup>
Experiencia	0,001 <sup>a</sup>	0,001 <sup>a</sup>
Situación laboral anterior	0,025 <sup>a</sup>	0,025 <sup>a</sup>
Región de residencia:		
Asturias	0,075 <sup>a</sup>	0,078 <sup>a</sup>
Cantabria	-0,041 <sup>b</sup>	-0,041 <sup>b</sup>
País Vasco	0,176 <sup>a</sup>	0,177 <sup>a</sup>
Navarra	0,148 <sup>a</sup>	0,148 <sup>a</sup>
La Rioja	0,037 <sup>b</sup>	0,037 <sup>c</sup>
Aragón	0,055 <sup>a</sup>	0,055 <sup>a</sup>
Madrid	0,064 <sup>a</sup>	0,064 <sup>a</sup>
Castilla y León	0,040 <sup>b</sup>	0,040 <sup>b</sup>
Castilla-La Mancha	0,049 <sup>a</sup>	0,049 <sup>a</sup>
Extremadura	-0,047 <sup>b</sup>	-0,047 <sup>b</sup>
Cataluña	0,136 <sup>a</sup>	0,136 <sup>a</sup>
Comunidad Valenciana	0,031 <sup>c</sup>	0,031 <sup>b</sup>
Balears	0,117 <sup>a</sup>	0,118 <sup>a</sup>
Andalucía	0,048 <sup>a</sup>	0,048 <sup>a</sup>
Murcia	-0,001 <sup>d</sup>	-0,001 <sup>d</sup>
Canarias	0,011 <sup>d</sup>	0,011 <sup>d</sup>
Trayectoria migratoria:		
Nació en España y reside en una región distinta a la de nacimiento	0,032 <sup>a</sup>	0,032 <sup>a</sup>
Nació en el extranjero y reside en España	-0,034 <sup>d</sup>	-0,033 <sup>d</sup>
Enfermedades reconocidas	0,024 <sup>d</sup>	0,025 <sup>d</sup>
Ocupaciones:		
Técnicos y profesionales superiores	-0,166 <sup>a</sup>	-0,173 <sup>a</sup>
Técnicos y profesionales de apoyo	-0,356 <sup>a</sup>	-0,360 <sup>a</sup>
Administrativos	-0,431 <sup>a</sup>	-0,437 <sup>a</sup>
Trab. servicios comerciales y personales	-0,517 <sup>a</sup>	-0,526 <sup>a</sup>

(Continúa)

*(Continuación)*

	1997-2000	2000
Trabajadores cualificados del sector primario	-0,700 <sup>a</sup>	-0,694 <sup>a</sup>
Trabajadores cualificados industria y construcción	-0,486 <sup>a</sup>	-0,496 <sup>a</sup>
Operadores y montadores	-0,501 <sup>a</sup>	-0,505 <sup>a</sup>
Trabajadores no cualificados	-0,601 <sup>a</sup>	-0,615 <sup>a</sup>
Naturaleza del sector	0,041 <sup>a</sup>	0,039 <sup>a</sup>
Tamaño de la empresa:		
5-19 trabajadores	0,091 <sup>a</sup>	0,090 <sup>a</sup>
20-49 trabajadores	0,135 <sup>a</sup>	0,134 <sup>a</sup>
50-99 trabajadores	0,146 <sup>a</sup>	0,145 <sup>a</sup>
100-499 trabajadores	0,196 <sup>a</sup>	0,194 <sup>a</sup>
+500 trabajadores	0,213 <sup>a</sup>	0,212 <sup>a</sup>
Nivel de responsabilidad	-0,112 <sup>a</sup>	-0,112 <sup>a</sup>
Tipo de contrato:		
6-12 meses	0,044 <sup>a</sup>	0,043 <sup>a</sup>
1-2 años	0,054 <sup>a</sup>	0,053 <sup>a</sup>
2-5 años	0,082 <sup>a</sup>	0,082 <sup>a</sup>
Indefinidos	0,080 <sup>a</sup>	0,080 <sup>a</sup>
No especificado	0,131 <sup>a</sup>	0,131 <sup>a</sup>
Tipo de jornada	-0,379 <sup>a</sup>	-0,378 <sup>a</sup>
Horas trabajadas/semana (ln)	0,278 <sup>a</sup>	0,280 <sup>a</sup>
Satisfacción nivel de cualificación	0,029 <sup>a</sup>	0,029 <sup>a</sup>
Compensaciones no salariales:		
Salud	-0,031 <sup>a</sup>	-0,031 <sup>a</sup>
Formación	-0,047 <sup>a</sup>	-0,047 <sup>a</sup>
Riesgo mortal	0,210 <sup>a</sup>	0,160 <sup>a</sup>
Riesgo no mortal	-0,0001 <sup>d</sup>	-0,0001 <sup>d</sup>
Lambda	-0,444 <sup>d</sup>	-0,449 <sup>d</sup>
R <sup>2</sup> ajustado	67,6%	67,6%
N	11.257	11.257
<b>VEV (millones de euros)</b>	<b>2,69</b>	<b>2,04</b>

<sup>a</sup> Significativas al 99%<sup>b</sup> Significativas al 95%<sup>c</sup> Significativas al 90%<sup>d</sup> No significativas.

<sup>e</sup> El grupo de referencia está representado por un hombre sin estudios o con estudios primarios, que domina al menos un idioma extranjero, que vive en pareja, no tiene hijos a cargo, ha estado parado alguna vez durante los últimos cinco años, reside en Galicia, vive en la misma región de nacimiento, tiene enfermedades reconocidas, se ocupa en la dirección de empresas o Administraciones públicas, trabaja en el sector privado en empresas de 1 a 4 trabajadores, realiza tareas de control o supervisión, no tiene contrato o éste es inferior a 6 meses, trabaja a tiempo completo, por su cualificación optaría a un trabajo más cualificado y percibe compensaciones salariales relacionadas con la salud y la formación.

## 6. Conclusiones

Desde que la OCDE (1995) recomendó, como una forma de mejorar la adopción de medidas reguladoras, la incorporación del VEV en el análisis económico de las políticas propuestas, ésta se ha convertido en una práctica común, muchas veces bajo mandato de EEUU,

Canadá o Reino Unido. En este sentido, el VEV ha sido incorporado en el análisis coste-beneficio representando el ahorro que supondría evitar un número determinado de muertes.

Cabe señalar, sin embargo, que el VEV no es una constante universal, de manera que su estimación a partir del método de salarios hedónicos difiere entre los países o regiones a los que se aplica y entre los diferentes estudios analizados para un mismo país o región. Además, su estimación a través del MSH presenta claras limitaciones a la hora de ser utilizado en el análisis de aquellas regulaciones que influyen sobre el riesgo de muerte o enfermedad. Así, al tiempo que se considera apropiada la utilización del MSH para medir reducciones del riesgo de muerte en el presente ejercicio e incluso en el próximo año para trabajadores de entre 16 y 65 años de edad en un contexto cierto, la literatura lo considera poco adecuado para medir los beneficios de la mayor parte de regulaciones ambientales que logran beneficios en el futuro y que afectan a personas menores de 16 y mayores de 65 años. Y, aunque, ha habido intentos de corregir el valor obtenido desde la evidencia de mercado laboral por la edad o las condiciones de estado latente tan característico de las regulaciones ambientales, los resultados no han sido suficientemente satisfactorios (Krupnick *et al.*, 1999), de ahí la importancia de seguir avanzando en el diseño de aplicaciones empíricas específicas.

En este contexto, el VEV obtenido en la presente aplicación a partir del mercado laboral español se sitúa, a precios de 2000, en el rango 2,04-2,69 millones de euros en función de la medida de riesgo aplicada. Dicho valor está en línea con el presentado anteriormente por Albert y Malo (1995) y se sitúa por debajo del obtenido en los distintos estudios que toman como base el mercado laboral de Estados Unidos —donde, según Viscusi y Aldy (2003), se cifra entre 4 y 10 millones de dólares, a precios del 2000— o el Reino Unido —donde, generalmente, se obtienen valores más elevados (Arebsheibani y Marín, 2000 ; Sandy y Elliott, 1996).

En cualquier caso, y de acuerdo a los avances manifestados en la literatura económica afín, las conclusiones derivadas del presente trabajo podrían en un futuro extenderse al estudio de las divergencias en el VEV entre los distintos colectivos que integran la población de referencia. Tal es el caso de las diferencias entre los trabajadores de distinto sexo, modalidades de contratación (fija/temporal) u otras características que induzcan a diferentes percepciones del riesgo. Adicionalmente, el modelo presentado en esta aplicación podría ser ampliado teniendo en cuenta la inclusión, junto a las características individuales y del puesto de trabajo, de otros atributos que recojan los factores del entorno en el que se localiza el lugar de trabajo del individuo a través de la construcción de índices de calidad de vida (Taylor, 2003). Con todo, cualquier iniciativa obliga a seguir avanzando en aras a optimizar los resultados obtenidos, aprovechando al máximo la información disponible, mejorando los índices de riesgo y trabajando en la especificación de modelos que superen las limitaciones econométricas existentes.

## Notas

1. Dado que no se dispone *a priori* de los datos sobre el salario anual, éste se ha aproximado como el salario mensual multiplicado por el número de sueldos percibidos anualmente (14).
2. Véase Apéndice 1.

3. Véanse, a modo de ejemplo, las estimaciones realizadas por Leigh (1995), Aldy y Viscusi (2003) y Viscusi (2004).
4. Véase Apéndice 2.
5. Véase Apéndice 3.
6. De acuerdo a los datos de la EAT (1997-2000) de los accidentes no mortales registrados, el 98,4% son leves, el 1,5% son graves y el 0,1% son muy graves.
7. Concretamente, el coeficiente del riesgo mortal estimado, una vez excluida la variable del riesgo no mortal, desciende del 0,210 al 0,18, en el caso de la estimación con índices mortales medios, y del 0,160 al 0,156, en el caso de la estimación con índices de riesgo específicos.
8. En términos del VEV, la diferencia de coeficientes supone un margen entre ambas estimaciones de aproximadamente 640.000 euros, muy similar a la que encuentra Viscusi (2004) para Estados Unidos (500.000 dólares) entre el índice puntual (1997) y el estructural (1992-1997).
9. Se aplica la inflación registrada durante el período 1991-2000, medida a través del Índice de Precios de Consumo (IPC).

## Referencias bibliográficas

- Albert, C. y Malo, M.A. (1995), «Diferencias salariales y valoración de la vida humana en España», *Moneda y Crédito*, 20: 87-125.
- Aldy, J. E. y Viscusi, W. K. (2004), «Age Variations in Workers' Value of Statistical Life». *Working Paper*, 10.199. National Bureau of Economic Research.
- Andrés, J. y García, J. (1991), «Una interpretación de la diferencia salarial entre sectores». *Investigaciones Económicas*, 15 (1): 143-167.
- Arabsheibani, G. R. y Marin, A. (2000), «Stability of Estimates of the Compensation for Danger», *Journal of Risk and Uncertainty*, 20 (3): 247-269.
- Arnould, R. J. y Nichols, L. M. (1983), «Wage-Risk Premiums and Workers' Compensation: A Refinement of Estimates of Compensating Wage Differential», *Journal of Political Economy*, 91 (2): 332-340.
- Baranzini, A. y Ferro, L. (2001), «The Economic Value of Risks to Life: Evidence from the Swiss Labour Market», *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 137 (2): 149-170.
- Bentolila, S. y Jimeno, J.F. (2002): «La reforma de la negociación colectiva en España». *Documento de trabajo*, 2002-03. Madrid: Fedea.
- Biddle, J. y Zarkin, G. (1988), «Worker Preferences and Market Compensation for Job Risk», *Review of Economics and Statistics*, 70 (4): 660-667.
- Black, D. A. y Kniesner, T. J. (2003), «On the Measurement of Job Risk in Hedonic Wage Models». *Working Paper* 03-06. Washington: National Center for Environmental Economics.
- Brown, C. (1980). «Equalizing Differences in the Labor Market», *Quarterly Journal of Economics*, 94 (1): 113-134.
- Cousineau, J. M., Lacroix, R. y Girard, A. M. (1992), «Occupational Hazard and Wage Compensating Differentials», *Review of Economics and Statistics* 74 (1): 166-169.

- Duncan, G. J. y Holmlund, B. (1983), «Was Adam Smith Right After All? Another Test of the Theory of Compensating Wage Differentials», *Journal of Labor Economics*, 1(4): 366-379.
- Garen, J. E. (1988), «Compensating Wage Differentials and the Endogeneity of Job Riskiness», *Review of Economics and Statistics*, 70 (1): 9-16.
- Griliches, Z. y Hausman, J. A. (1986), «Errors in Variables in Panel Data», *Journal of Econometrics*, 31(1): 93-118.
- Heckman, J. J. (1979), «Sample Selection Bias as a Specification Error». *Econometrica*, 47 (1): 153-161.
- Jimeno, J. F. y Toharia, L. (1993), «The Effects of Fixed-Term Employment on wages: Theory and Evidence from Spain». *Investigaciones Económicas*, XVII (3): 475-494.
- Kahn, S. y Lang, K. (1988), «Efficient Estimation of Structural Hedonic Systems», *International Economic Review*, 29 (1): 157-166.
- Kim, S. W. y Fishback, P. V. (1999), «The Impact of Institutional Change on Compensating Wage Differentials for Accident Risk: South Korea, 1984-1990», *Journal of Risk and Uncertainty*, 18 (3): 231-248.
- Krupnick, A., Alberini, A., Cropper, M., and Simon, N., Itaoka, K. y Akai, M. (1999), «Mortality Risk Valuation for Environmental Policy», *Resources for the Future, Discussion Paper 99-47*. Washington, DC.
- Leeth, J. D. y Ruser, J. (2003), «Compensating Wage Differentials for Fatal and Nonfatal Injury Risk by Gender and Race», *The Journal of Risk and Uncertainty*, 27 (3): 257-277.
- Leigh, J. P. (1991), «No Evidence of Compensating Wages for Occupational Fatalities», *Industrial Relations* 30 (3): 382-395.
- (1995), «Compensating Wages, Value of Statistical Life and Inter-Industry Differentials», *Journal of Environmental Economics and Management*, 28 (1): 83-97.
- Lindbeck, A. y Snower, D. J. (1986), «Wage setting, unemployment and insider-outsider relations», *American Economic Review*, 76: 235-239.
- Marin, A. y Psacharopoulos, G. (1982), «The Reward for Risk in the Labor Market: Evidence from the United Kingdom and a Reconciliation with other Studies», *Journal of Political Economy*, 90 (4): 827-853.
- Martinello, F. y Meng, R. (1992), «Workplace Risks and the Value of Hazard Avoidance», *Canadian Journal of Economics*, 25 (2): 333-345.
- Mellow, W. y Sider, H. (1983), «Accuracy of Response in Labor Market Surveys: Evidence and Implications», *Journal of Labor Economics*, 1 (4): 331-344.
- Meng, R. y Smith, D. A. (1999), «The Impact of Workers' Compensation on Wage Premiums for Job Hazards». *Applied Economics*, 31 (9): 1101-1108.
- Olson, C. A. (1981), «An Analysis of Wage Differentials Received by Workers on Dangerous Jobs», *Journal of Human Resources*, 16 (2): 167-185.



- Rosen, S. (1991), «La teoría de las diferencias igualadoras». En: Ashenfelter, O. C. y Layard, R. (eds.), *Manual de economía del trabajo*, Vol. I. Madrid: Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.
- Sandy, R. y Elliott, R. F. (1996), «Union and Risk: their Impact on the Level of Compensation for Fatal Risk», *Economica*, 63 (250): 291-309.
- Shanmugam, K. R. (2001), «Self Selection Bias in the Estimates of Compensating Differentials for Job Risks in India». *Journal of Risk and Uncertainty*, 22 (3): 263-275.
- Smith, V. K. (1983), «The Role of Site and Job Characteristics in Hedonic Wage Models», *Journal of Urban Economics*, 13 (3): 296-321.
- Solow, R. (1979), «Another Possible Source of Wage Stickiness». *Journal of Macroeconomics* (1): 79-82.
- Taylor, L. A. (2003), «The Hedonic Method», en P. Champ, T. Brown y K. Boyle (eds.), *A Primer on the Economic Valuation of the Environment*. Kluwer Academic Publishers, 331-393.
- Thaler, R. y Rosen, S. (1975), «The Value of Saving a Life: Evidence from the Labor Market», en N. Terleckyj (ed.), *Household Production and Consumption*, Cambridge, MA: Columbia University Press, 265-300.
- Viscusi, W. K. (1978), «Labor Market Valuations of Life and Limb: Empirical Evidence and Policy Implications», *Public Policy* 26 (3): 359-386.
- (1981), «Occupational Safety and Health Regulation: its Impact and Policy Alternatives», en J. P. Crecine (ed.), *Public Policy Analysis and Management*, Greenwich CT: JAI Press, vol. 2: 281-299.
- (2004), «The Value of Life: Estimates with Risks by Occupation and Industry», *Economic Inquiry*, 42 (1): 29-48.
- Viscusi, W. K. y Aldy, J. E. (2003), «The Value of Statistical Life: a Critical Review of Market Estimates throughout the World», *Journal of Risk and Uncertainty*, 27 (1): 5-76.

## Abstract

Attempts to quantify the statistical value of life (SVL) through the exchanges between risk and salary have been principally developed from the Hedonic Wage Model. Following this model, this paper estimates the SVL from a wide data base of the Spanish labour market and the construction of labour risk indexes that simultaneously incorporate the occupation and branch of activity for the period 1997-2000. The main results of this application show a positive relationship between risk of accident and perceived salary and fix the SVL in Spain in the range of 2 to 2,7 million euros, at prices of 2000.

*Key Words:* value of statistical life, job risk, hedonic wage model.

*JEL Classification:* D61, J17, J28, J31.

## Apéndices

### Apéndice 1. Corrección del sesgo de selección

A continuación se exponen, de acuerdo con Heckman (1979), los resultados derivados del modelo *probit*, especificado con la finalidad de corregir el sesgo de selección de la muestra. Para ello se estima la probabilidad asociada a que cada individuo pertenezca al colectivo de trabajadores por cuenta ajena que declaran el nivel de ingresos que perciben por el trabajo realizado y que manifiestan una dedicación laboral superior a quince horas semanales.

#### Resultados de la estimación PROBIT

Constante	0,367 <sup>a</sup>
Sexo	-0,601 <sup>a</sup>
Edad	-0,028 <sup>a</sup>
Estudios medios	0,046 <sup>a</sup>
Estudios universitarios	1,067 <sup>a</sup>
Idiomas extranjeros	0,287 <sup>a</sup>
Cohabitación	-0,588 <sup>a</sup>
Hijos a cargo	-0,255 <sup>a</sup>
Región de residencia:	
Asturias	-0,031 <sup>d</sup>
Cantabria	0,034 <sup>d</sup>
País Vasco	0,143 <sup>a</sup>
Navarra	0,247 <sup>a</sup>
La Rioja	0,098 <sup>c</sup>
Aragón	0,111 <sup>b</sup>
Madrid	0,245 <sup>a</sup>
Castilla y León	-0,022 <sup>d</sup>
Castilla-La Mancha	0,012 <sup>d</sup>
Extremadura	-0,157 <sup>a</sup>
Cataluña	0,254 <sup>a</sup>
Comunidad Valenciana	0,162 <sup>a</sup>
Baleares	0,202 <sup>a</sup>
Andalucía	-0,051 <sup>d</sup>
Murcia	0,131 <sup>a</sup>
Canarias	0,220 <sup>a</sup>
Trayectoria migratoria:	
Nació en España y reside en una región distinta a la de nacimiento	0,138 <sup>a</sup>
Nació en el extranjero y reside en España	0,046 <sup>d</sup>
Enfermedades reconocidas	0,386 <sup>a</sup>
R <sup>2</sup> McFadden	21,1%
N	35.975

<sup>a</sup> Significativas al 99%

<sup>b</sup> Significativas al 95%

<sup>c</sup> Significativas al 90%

<sup>d</sup> No significativas.

<sup>e</sup> El grupo de referencia está representado por un hombre sin estudios o con estudios primarios, que domina al menos un idioma extranjero, que vive en pareja, no tiene hijos a cargo, reside en Galicia, vive en la misma región de nacimiento y tiene enfermedades reconocidas.

**Apéndice 2. Clasificaciones****a) Correspondencia de las ocupaciones utilizadas en el PHOGUE (según la ISCO-88) y la Clasificación Nacional de Ocupaciones (CNO-94)**

Ocupación	Código PHOGUE=ISCO-88	CNO-94 <sup>a</sup>
1	1112=11+12	10+11
2	1300=13	12+13+14+15+16+17
3	2122=21+22	20+21+26+27
4	2300=23	22+28
5	2400=24	23+24+25+29
6	3132=31+32	30+31
7	3334=33+34	32+33+34+35
8	4142=41+42	40+41+42+43+44+45+46
9	5100=51	50+51+52
10	5200=52	53
11	6100=61	60+61+62+63
12	7174=71+74	70+71+72+74+78+79
13	7273=72+73	73+75+76+77
14	8183=81+83	80+81+85+86
15	8200=82	82+83+84
16	9100=91	90+91+92+93
17	9200=92	94
18	9300=93	95+96+97+98

<sup>a</sup> Se han excluido las ocupaciones del grupo «0: Fuerzas armadas».

**b) Correspondencia de las ramas de actividad utilizadas en el PHOGUE (según la Clasificación Estadística de Actividades Económicas de la Comunidad Europea, NACE, Rev.1) y la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (CNAE-93)**

Rama de actividad	Código PHOGUE-NACE Rev.1	CNAE-93
1	A+B=01+02+05	01+02+05
2	C+E=10+11+12+13+40+41	10+11+12+13+40+41
3	DA=15+16	15+16
4	DB+DC=17+18+19	17+18+19
5	DD+DE=20+21+22	20+21+22
6	DF+DG+DH+DI=23+24+25+26	23+24+25+26
7	DJ+DK=27+28+29	27+28+29
8	DL+DM+DN= 30+31+32+33+34+35+36+37	30+31+32+33+34+35+36+37
9	F=45	45
10	G= 50+51+52	50+51+52
11	H=55	55
12	I=60+61+62+63+64	60+61+62+63+64
13	J=65+66+67	65+66+67
14	K=70+71+72+73+74	70+71+72+73+74
15	L=75	75
16	M=80	80
17	N=85	85
18	O+P+Q=90+91+92+93+95+97	90+91+92+93+95+99

**Apéndice 3. Agrupación de actividades y ocupaciones para la interpretación de la Tabla 2****a) Correspondencia de las ocupaciones que aparecen en la Tabla 2, las utilizadas en la aplicación y la CNO-94**

<b>Agregación a 9 ocupaciones</b>	<b>Agregación a 18 ocupaciones</b>	<b>CNO-94</b>
1	1	10+11
2	2+3+4+5+6	12+13+14+15+16+17+20+21+22+23+24+25+26+27+28+29+30+31
3	7	32+33+34+35
4	8	40+41+42+43+44+45+46
5	9+10	50+51+52+53
6	11	60+61+62+63
7	12+13	70+71+72+73+74+75+76+77+78+79
8	14+15	80+81+82+83+84+85+86
9	16+17+18	90+91+92+93+94+95+96+97+98

**b) Correspondencia de las ramas de actividad que aparecen en la Tabla 2, las utilizadas en la aplicación y la CNAE-93**

<b>Agregación a 8 ramas</b>	<b>Agregación a 18 ramas</b>	<b>CNAE-93</b>
1	1	01+02+05
2	2	10+11+12+13+40+41
3	3+4+5+6+7+8	15+16+17+18+19+20+21+22+23+24+25+26+27+28+29+30+32+31+33+34+35+36+37
4	9	45
5	10+11	50+51+52+55
6	12	60+61+62+63+64
7	13+14	65+66+67+70+71+72+73+74
8	15+16+17+18	75+80+85+90+91+92+93+95+99