



¿Qué podemos saber sobre el Valor Estadístico de la Vida en España utilizando datos laborales?*

JORGE E. MARTÍNEZ PÉREZ
ILDEFONSO MENDEZ MARTÍNEZ
Universidad de Murcia

Recibido: Octubre, 2008
Aceptado: Febrero, 2009

Resumen

Este trabajo analiza qué información puede proporcionar el método de los salarios hedónicos sobre el Valor Estadístico de la Vida (VEV) en España. La excesiva variación temporal de los valores estimados, la endogeneidad de los riesgos y la ausencia de instrumentos adecuados cuestionan la validez de las estimaciones de sección cruzada. Por su parte, el VEV estimado con datos de panel no es válido para el conjunto de asalariados al ser identificado por los cambios voluntarios de empleo, lo que introduce un sesgo de selección. Las estimaciones más fiables son las que acotan el VEV, situándolo entre 2,8 y 8,3 millones de euros.

Palabras clave: valor estadístico de la vida, método de salarios hedónicos, endogeneidad, datos de panel.

Clasificación JEL: D61, J17, J28, J31.

1. Introducción

Se denomina Valor Estadístico de la Vida (VEV) a la valoración monetaria que la sociedad atribuye a evitar que uno cualquiera de sus miembros fallezca. Esta cifra resulta imprescindible para evaluar y hacer una provisión eficiente de programas de gasto público que tienen entre sus beneficios potenciales el de salvar vidas humanas como, por ejemplo, los programas de seguridad vial o de prevención de riesgos laborales.

* Los autores agradecen el respaldo financiero del Ministerio de Educación y Ciencia a través del proyecto SEJ2007-67734/ECON, así como la financiación recibida de la Consejería de Sanidad de la Región de Murcia mediante el convenio en Economía de la Salud. Asimismo, reconocen los valiosos comentarios y sugerencias de D. José María Abellán; D. Fernando Ignacio Sánchez y D. Francisco Maeso, y dos evaluadores anónimos que han contribuido a mejorar este artículo.

Entre los procedimientos utilizados en la literatura para estimar el VEV destaca el método de los salarios hedónicos¹. Este método parte del supuesto de que un trabajador, ante dos puestos de trabajo iguales en todas sus características salvo en el riesgo de accidente mortal, sólo aceptará el empleo de mayor riesgo si éste tiene un salario más elevado que le compense, en términos de utilidad, por la mayor exposición al riesgo. Así, el VEV se identifica a partir de la correlación observada entre riesgo de accidente laboral mortal y salario percibido. Entre las numerosas aplicaciones de este método únicamente encontramos dos para España. Albert y Malo (1995) y Riera *et al.* (2007) sitúan el VEV entre los dos y los tres millones de euros del año 2000.^{2,3}

El objetivo de este trabajo es analizar qué información se puede obtener sobre el VEV en España utilizando datos laborales. Para ello, partimos de la estrategia de identificación utilizada en los trabajos existentes para España, esto es, la estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) de la prima salarial por riesgo de fallecimiento en un análisis de sección cruzada. Las estimaciones realizadas cuestionan la validez del VEV así estimado por su elevada variabilidad temporal, por la endogeneidad de los riesgos de accidente laboral y por la ausencia de instrumentos válidos.

El análisis con datos de panel señala que son los asalariados que cambian voluntariamente de empleo los que permiten identificar el VEV. La presumible no aleatoriedad de este colectivo hace que el VEV estimado no sea válido para el conjunto de asalariados españoles. Este proceso de autoselección puede analizarse como un problema de omisión de variables relevantes. No obstante, la validez de este enfoque descansa, igual que sucede en el análisis de sección cruzada, en la validez de los instrumentos disponibles. Los análisis realizados confirman la ausencia de variables que cumplan estos tres requisitos: influir en la decisión de cambiar de empleo, ser independientes de la ganancia salarial derivada del cambio y tener suficiente poder explicativo para garantizar la validez poblacional de las conclusiones alcanzadas.

La dificultad asociada a la obtención de una estimación puntual válida para el conjunto de asalariados nos lleva a redefinir la estrategia de análisis, centrándonos en la identificación de cotas al VEV en España. Villanueva (2007) desarrolla un sencillo procedimiento que permite acotar la compensación salarial asociada a una característica negativa del puesto de trabajo (riesgo de accidente en nuestro caso). En este trabajo se demuestra que el incremento salarial medio de los trabajadores que cambiando voluntariamente de empleo optan por incrementar (reducir) el consumo de dicha característica negativa, proporciona una cota superior (inferior) de la valoración que el mercado hace de dicha característica.

Utilizando este procedimiento estimamos una cota superior de entre 7 y 8,3 millones de euros y, lo que es más importante, una cota inferior informativa de entre 2,8 y 3,6 millones de euros. Estas estimaciones son las más fiables del trabajo y al mismo tiempo las menos ambiciosas, ya que no pretenden identificar el VEV en España sino acotarlo. Se obtienen tras controlar por la parte de la heterogeneidad individual inobservada que se mantiene constante en el tiempo, por la presencia de errores de medida o valores atípicos en el número de accidentes laborales y su validez no descansa en la correspondiente validez de los instrumentos disponibles.

El resto del trabajo se organiza como sigue. La estrategia de identificación se presenta en la siguiente sección. La descripción de las bases de datos utilizadas se realiza en la tercera sección. La cuarta sección presenta y discute los resultados obtenidos. Por último, el trabajo concluye destacando los resultados más relevantes.

2. La estrategia de identificación

El parámetro causal de interés es la prima salarial por riesgo de accidente laboral mortal (γ_l), que puede identificarse estimando la siguiente ecuación de salarios hedónicos reducida:

$$\ln w_i = \alpha + \gamma_1 p_j + \gamma_2 q_j + X_i \beta + u_i \quad (1)$$

donde w_i representa el salario percibido por el trabajador i , X_i es un vector de características del trabajador i y de su puesto de trabajo, p_j y q_j son índices representativos del nivel de riesgo de accidente laboral mortal y no mortal, respectivamente, de los trabajadores empleados en la combinación de rama de actividad y sector de ocupación j y, finalmente, u_i es un término de error.⁴ Dado que los índices de riesgo de accidente laboral se definen como número de accidentes por cada mil trabajadores, el VEV asociado al salario medio (\bar{w}) se obtiene utilizando la siguiente expresión:

$$\text{VEV}(\bar{w}) = \frac{\partial w}{\partial p} \cdot 1000 = \gamma_1 \cdot \bar{w} \cdot 1000 \quad (2)$$

Suponiendo la exogeneidad de los índices de riesgo, el VEV se calcula utilizando la prima salarial por riesgo de accidente mortal estimada por MCO en la ecuación (1). Este es el procedimiento utilizado en los dos trabajos que estiman el VEV en España utilizando el método de los salarios hedónicos.

No obstante, si los trabajadores seleccionan los niveles de salario y riesgo aceptables de forma simultánea a partir de una serie de variables no observadas por el investigador, la estimación MCO de la prima salarial por riesgo y, por tanto, el VEV calculado a partir de esta, estarán sesgados. En este caso, el término de error de la ecuación salarial ayuda a predecir el valor de los índices de riesgo y, por tanto, el riesgo de accidente laboral es endógeno. La literatura sobre el tema ha señalado dos formas de heterogeneidad no observada que cuestionan la exogeneidad de los índices de riesgo y que sesgan en sentidos opuestos la estimación MCO de la prima salarial por riesgo: diferencias inobservadas en productividad general y diferencias inobservadas en productividad asociada al riesgo.

Hwang *et al.* (1992) analizan las diferencias inobservadas en productividad debidas a factores tales como la inteligencia, la motivación o la habilidad de los trabajadores, que se suponen independientes del nivel de riesgo laboral. Los trabajadores que, para una aversión al riesgo determinada, tienen una productividad inobservada superior a la media alcanzarán salarios más elevados para un nivel de riesgo determinado o bien un riesgo de accidente laboral

más reducido para un salario dado. Si los trabajadores con mayor dotación de este factor no observado eligen sistemáticamente empleos con salarios elevados y riesgos laborales reducidos, la estimación MCO de la prima salarial por riesgo estará sesgada a la baja.

Por su parte, Shogren and Stamland (2002) y Viscusi and Hersch (2001) analizan el papel de las diferencias inobservadas en productividad asociada al riesgo. La productividad asociada al riesgo es una característica de determinados trabajadores que por factores tales como, por ejemplo, su mayor agilidad física o su especial capacidad para mantenerse tranquilo en situaciones de peligro, son más productivos en empleos con un riesgo de accidente elevado, siendo igual de productivos que otros trabajadores “normales” en empleos con riesgo reducido. Los trabajadores con elevada productividad asociada al riesgo elegirán empleos con un nivel de riesgo elevado, en los que tienen una ventaja comparativa. Si la productividad asociada al riesgo de un trabajador no es observada por el investigador, la correlación positiva existente entre ésta y el nivel de riesgo, por un lado, y entre dicha forma de productividad y el salario, por otro, sesgará al alza la estimación MCO de la prima salarial por riesgo.

Garen (1984) desarrolla un procedimiento bietápico que permite contrastar la exogeneidad del riesgo de accidente laboral y obtener estimaciones consistentes de los coeficientes de la ecuación (1) en caso de rechazar dicha exogeneidad.⁵ La primera etapa de este procedimiento consiste en estimar dos ecuaciones auxiliares que informan del proceso de selección de los trabajadores en los distintos niveles de riesgo de accidente laboral mortal y no mortal, respectivamente, y que pueden escribirse como:

$$p_j = R_i \lambda_p + u_{pij} \quad (3)$$

$$q_j = R_i \lambda_q + u_{qij} \quad (4)$$

donde R_i incluye el ingreso no salarial del trabajador (riqueza) y el conjunto de regresores X_i de la ecuación salarial (1), ya que la elección del empleo, y del riesgo asociado al mismo, se realiza teniendo en cuenta el salario esperado para cada nivel de riesgo. Asimismo R_i ha de incluir al menos una variable que, estando correlacionada con el grado de aversión al riesgo del trabajador, sea independiente del salario que éste percibe, esto es, un instrumento.

La segunda etapa del procedimiento de Garen (1984) consiste en estimar una versión ampliada de la ecuación salarial que incluye como regresores adicionales a los residuos de las ecuaciones auxiliares estimados en la primera etapa así como sus interacciones con los índices de riesgo. La especificación de la ecuación salarial ampliada es la siguiente:

$$\ln w = \alpha + X\beta + \gamma_1 p + \gamma_2 q + \gamma_3 u_p + \gamma_4 u_q + \gamma_5 p \cdot u_p + \gamma_6 q \cdot u_q + \gamma_7 p \cdot u_q + \gamma_8 q \cdot u_p + v_i \quad (5)$$

La endogeneidad de los índices de riesgo se contrasta analizando la significatividad de los coeficientes asociados a los nuevos regresores (γ_k , $k = 3, \dots, 8$). Los coeficientes γ_3 y γ_4 captan la influencia de la heterogeneidad no observada independiente del riesgo, mientras que los coeficientes $\gamma_5, \dots, \gamma_8$ recogen la importancia de la heterogeneidad no observada asociada al riesgo.

Si rechazamos la exogeneidad de los índices de riesgo, la ecuación cuya estimación MCO produce estimaciones consistentes de la prima salarial por riesgo es la ecuación (5) y no la (1). Eso sí, la validez de este procedimiento descansa en la validez de los instrumentos disponibles.⁶ En ausencia de instrumentos adecuados habrá que recurrir a otras estrategias de identificación que permitan alcanzar resultados generalizables.⁷ En nuestro caso, esta opción pasa por explotar la estructura de panel de los datos utilizados en el análisis de sección cruzada, el Panel de Hogares de la Unión Europea.

Entre los estimadores que utilizan datos de panel optamos por el estimador de primeras diferencias. Éste identifica el efecto de interés sin realizar supuesto alguno acerca de la correlación entre la heterogeneidad individual inobservada y los regresores, extremo deseable cuando hay sospechas de endogeneidad, al tiempo que elimina la parte de la heterogeneidad individual inobservada que se mantiene constante en el tiempo.⁸ La ecuación salarial en primeras diferencias es la siguiente:

$$\Delta \ln w_t = \rho \Delta \ln w_{t-1} + \gamma_1 \Delta p_t + \gamma_2 \Delta q_t + \beta_3 \Delta X_t + \delta_t + \Delta u_t \quad (6)$$

donde Δ es el operador de primeras diferencias y δ_t un vector de variables indicadoras de año. La inclusión de la variable dependiente retardada responde a criterios de eficiencia derivados de la posible autocorrelación de los residuos.

La prima salarial por riesgo se identifica a partir de la correlación entre el cambio en el salario percibido y el cambio en el riesgo de accidente laboral mortal. En este sentido, cabe distinguir dos fuentes de variación temporal en los índices de riesgo. Por un lado, los cambios en el nivel de riesgo asociado a un mismo puesto de trabajo y, por otro, los cambios debidos a cambios de empleo. En el primer caso, resulta poco creíble suponer que las variaciones anuales en el nivel de riesgo asociado a un mismo puesto de trabajo se traducen sistemáticamente en variaciones en el salario percibido.⁹ Lo razonable, tal y como han encontrado Spengler and Schaffner (2006) para Alemania y Kniesner *et al.* (2007) para Estados Unidos, es que sean los trabajadores que cambian voluntariamente de empleo los que identifican la prima salarial por riesgo de accidente mortal.

La probable no aleatoriedad de este colectivo de trabajadores introduce un sesgo en la selección de la muestra utilizada para identificar el parámetro de interés (Solon, 1988). Este proceso de autoselección puede analizarse como un problema de omisión de variables relevantes (Heckman, 1979). No obstante, la validez de este enfoque está condicionada por la disponibilidad de instrumentos adecuados, esto es, de variables que influyen en la decisión del trabajador de cambiar de empleo y, al mismo tiempo, son independientes de la ganancia salarial derivada de dicho cambio. Al igual que en el análisis de sección cruzada, la credibilidad del VEV estimado a partir de la ecuación (6) descansa en la validez de los instrumentos disponibles.

La complejidad inherente a la estimación puntual del VEV contrasta con la sencillez del procedimiento desarrollado en Villanueva (2007) para identificar cotas a la compensación salarial asociada a una característica negativa del puesto de trabajo (riesgo de accidente en

nuestro caso). Villanueva (2007) demuestra que el incremento salarial medio de los trabajadores que cambiando voluntariamente de empleo optan por incrementar (reducir) el consumo de dicha característica negativa, proporciona una cota superior (inferior) de la valoración que el mercado hace de dicha característica. Este procedimiento, cuya validez no descansa en la validez de los instrumentos disponibles, permite acotar el VEV en España. Particularmente relevante es la identificación de una cota inferior que, en caso de ser informativa, proporcionara un valor conservador de referencia para guiar la toma de decisiones en el ámbito de la intervención pública.

3. Los datos

Combinamos información proveniente de dos bases de datos: el Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE), coordinado por EUROSTAT, y la Encuesta de Accidentes de Trabajo (EAT), elaborada por el Ministerio de Trabajo e Inmigración.

El PHOGUE es un panel representativo de hogares de diferentes países de la Unión Europea que en el caso de España incluye información relativa a unos 7.200 hogares, esto es, unas 23.000 observaciones individuales por año. Esta base de datos proporciona información detallada sobre ingresos, educación, empleo, salud y otras características demográficas y laborales. No obstante, el PHOGUE no recoge datos relativos a accidentes laborales. Para suplir esta carencia y definir los índices de riesgo de accidente laboral utilizamos la EAT.

La EAT es una estadística de carácter administrativo cuya información procede de las comunicaciones que las empresas están obligadas a hacer a la autoridad laboral competente en caso de producirse un accidente laboral.¹⁰ Los datos obtenidos se consideran fiables, tanto en lo referente a su cobertura como a la solvencia de la información aportada (Benavides y Serra, 2003). En ausencia de información directamente proporcionada por los trabajadores sobre el riesgo de accidente en su puesto de trabajo, la EAT constituye la alternativa más fiable.

La combinación de estas dos bases de datos permite construir los índices de riesgo de accidente laboral con consecuencias mortales y no mortales. Para ello, tomamos de la EAT el número de accidentes laborales de cada tipo registrados en cada combinación de rama de actividad y sector de ocupación en un año determinado y lo dividimos entre el número de asalariados que, de acuerdo con el PHOGUE, trabajaba en esa combinación en ese año.¹¹ Utilizamos la mayor desagregación posible de ramas de actividad y sectores de ocupación que permite compatibilizar la información proveniente de las dos bases de datos. En concreto, consideramos once sectores de ocupación y dieciocho ramas de actividad, que describimos en el Apéndice.¹²

La muestra para el análisis de sección cruzada está referida al último año disponible, 2001, y compuesta por asalariados menores de 65 años que mantienen una vinculación estable con el trabajo, esto es, que dedican al menos quince horas a la semana a su trabajo. En la tabla 1 presentamos los estadísticos descriptivos de las variables utilizadas en el análisis.

Tabla 1
DESCRIPCIÓN DE LA MUESTRA. AÑO 2001

Variable	Media	Desv. Típica	Variable	Media	Desv. Típica
Ln Anual	14,435	0,473	Antigüedad ^(e)	6,87	7,78
Ln Horas	3,677	0,232	Subempleo	0,610	0,488
Mujer	0,402	0,490	I. Riesgo Mortal	0,0627	0,0846
Casado/Convive	0,643	0,479	I. Riesgo no Mortal	56,030	52,401
Menores dependientes	0,517	0,500	Tamaño 1 ^(f)	0,277	0,447
Edad	36,76	10,78	Tamaño 2 ^(g)	0,179	0,383
Estudios secundarios	0,222	0,416	Tamaño 3 ^(h)	0,116	0,320
Estudios universitarios	0,340	0,474	Tamaño 4 ⁽ⁱ⁾	0,143	0,351
Discapacidad	0,095	0,294	Tamaño 5 ^(j)	0,109	0,312
Inmovilidad geográfica ^(a)	0,782	0,413	Noroeste	0,127	0,333
Experiencia desempleo	0,395	0,489	Noreste	0,147	0,354
Resp. Supervisor ^(b)	0,064	0,245	Este	0,218	0,413
Resp. Intermedios ^(c)	0,172	0,378	Centro	0,143	0,350
Satisfacción ^(d)	0,768	0,422	Sur	0,191	0,394
Contrato indefinido	0,668	0,471	Canarias	0,062	0,242
Contrato temporal	0,281	0,449	Complemento salud ^(k)	0,484	0,500
Tiempo parcial	0,071	0,256	Comp. Formación ^(k)	0,308	0,462
Sector público	0,221	0,415	Observaciones	3.097	

Notas: ^(a) Indica si el asalariado ha residido desde que nació en la misma zona geográfica. ^(b) Indica si el asalariado desarrolla responsabilidades de supervisión en su trabajo. ^(c) Indica si el asalariado desarrolla responsabilidades intermedias en su trabajo. ^(d) Indica si el asalariado está satisfecho, muy satisfecho o plenamente satisfecho con su trabajo. ^(e) Años que el asalariado lleva trabajando en la misma empresa. ^(f) Tamaño de la empresa entre 5 y 19 asalariados. ^(g) Tamaño de la empresa entre 20 y 49 asalariados. ^(h) Tamaño de la empresa entre 50 y 99 asalariados. ⁽ⁱ⁾ Tamaño de la empresa entre 100 y 499 asalariados. ^(j) Tamaño de la empresa superior a 500 asalariados. ^(k) La empresa proporciona o subvenciona parte del cuidado y conservación de la salud del trabajador o de la formación.

El asalariado medio es un varón de entre 35 y 40 años, asalariado indefinido, con un nivel de estudios superior al primario, que lleva más de siete años trabajando en la misma empresa, que percibe un ingreso salarial anual ligeramente superior a los doce mil euros y que ha residido siempre en la región en la que nació. Trabaja en el sector privado en una empresa de menos de cincuenta trabajadores, cree estar capacitado para desarrollar tareas más complejas y no ha tenido experiencias previas de desempleo en los últimos cinco años.

4. Estimación y resultados

4.1. Análisis de sección cruzada

La tabla 2 resume la estimación MCO de la ecuación salarial utilizando datos del año 2001.¹³ Encontramos que el salario percibido está positivamente correlacionado con diversas características del asalariado como: su edad, su nivel de estudios, el tiempo que lleva trabajando en la empresa, el grado de responsabilidad asumido, el nivel de satisfacción

declarado, el hecho de ser varón, de estar casado o conviviendo con su pareja y de no padecer enfermedad crónica alguna. Como cabía esperar, la correlación entre salario y edad del asalariado o antigüedad en la empresa es no lineal.

Tabla 2
ECUACIÓN SALARIAL. ESTIMACIÓN MCO. AÑO 2001

Variable	Coefficiente	Variable	Coefficiente
Constante	13,352*** [64,86]	Contrato indefinido	0,069 [1,52]
I. Riesgo Mortal	0,517*** [3,82]	Contrato temporal	0,021 [0,42]
I Riesgo no Mortal	0,000 [0,97]	Tiempo parcial	-0,389*** [-9,25]
Ln Horas	0,264*** [6,01]	Sector público	0,060** [2,02]
Mujer	-0,172*** [-11,04]	Subempleo	-0,007 [-0,56]
Casado/Convive	0,044*** [3,22]	Antigüedad	0,010*** [2,76]
Menores dependientes	0,014 [1,31]	Ant. Cuadrado ^(a)	0,004 [0,23]
Edad	0,015*** [4,07]	Tamaño 1	0,098*** [5,62]
Edad cuadrado ^(a)	-0,016*** [-3,59]	Tamaño 2	0,146*** [6,64]
Estudios secundarios	0,067*** [4,53]	Tamaño 3	0,157*** [7,19]
Estudios universitarios	0,079*** [4,03]	Tamaño 4	0,189*** [7,28]
Discapacidad	-0,041** [-2,47]	Tamaño 5	0,174*** [6,40]
Inmovilidad geográfica	-0,004 [-0,38]	Comp. salud	0,045*** [2,93]
Experiencia desempleo	-0,008 [-0,63]	Comp. formación	0,088*** [4,47]
Resp. Supervisor	0,197*** [7,83]	R ²	0,676
Resp. Intermedias	0,086*** [6,46]	N	3.097
Satisfacción	0,033*** [3,11]		

Notas: Presentamos entre corchetes estadísticos t calculados a partir de errores estándar corregidos de efectos de grupo a nivel de combinaciones de rama de actividad y sector de ocupación. *, ** y *** indican significatividad al 10%, 5% y 1%, respectivamente. Incluimos diez variables indicadoras de sector de ocupación y seis indicadoras geográficas. ^(a) Variables divididas entre cien.

Respecto a las características del puesto de trabajo, el modelo estima un salario más alto para quienes trabajan en el sector público o lo hacen a tiempo completo. Asimismo, encontramos una correlación positiva entre el salario percibido y el tamaño de la empresa medido a través del número de trabajadores que ésta emplea.

La prima salarial estimada para el riesgo de accidente mortal es positiva y altamente significativa.¹⁴ Combinando este coeficiente con el salario medio muestral de acuerdo con la expresión obtenemos un VEV de 5,78 millones de euros.

Una vez disponemos de una estimación del VEV, resulta conveniente estudiar sus propiedades. Así, analizamos la estabilidad del valor obtenido repitiendo el ejercicio de estimación para los demás años disponibles en el PHOGUE y en la EAT, esto es, para el periodo 1995-2000.¹⁵ En segundo término, estudiamos en qué medida el valor estimado es sensible a la presencia de errores de medida o valores atípicos en el número de accidentes laborales. Para ello consideramos medidas de riesgo que combinan información sobre accidentes laborales de varios años y que son, a priori, menos sensibles a los citados sesgos

que los índices que utilizan información de un solo año. En concreto, utilizamos dos índices promediados en los que el número de accidentes de un año se reemplaza por la media del número de accidentes registrados en el conjunto del periodo 1995-2001 y por la media del número de accidentes registrados en un periodo de tres años centrado en el año para el que se calcula el índice, respectivamente.

Los resultados obtenidos, resumidos en la tabla 3, permiten distinguir dos periodos en la evolución del VEV estimado para España.¹⁶ Entre 1995 y 1998 el valor estimado se mantiene relativamente estable entre 3 y 3,5 millones de euros utilizando riesgos anuales y entre los 3,6 y los 4,6 millones de euros utilizando riesgos promediados. Por el contrario, los años 2000 y 2001 destacan, independientemente de cómo se midan los riesgos laborales, por proporcionar estimaciones substancialmente más elevadas y crecientes del VEV. En concreto, las estimaciones obtenidas en 2000 y 2001 exceden en más de uno y de dos millones de euros, respectivamente, de la estimación más elevada obtenida en el periodo previo. El año 1999 es la barrera temporal de separación de estos dos periodos. Su singularidad radica en el hecho de proporcionar las estimaciones más reducidas del VEV, que llega incluso a ser no significativo al utilizar riesgos promediados de tres años.

Tabla 3
PRIMA SALARIAL POR RIESGO DE ACCIDENTE MORTAL Y VEV.
ESTIMACIÓN MCO. 1995-2001

Años	Riesgos anuales		Riesgos medios 3 años		Riesgos medios 7 años	
	Prima salarial	VEV ^{a,b}	Prima salarial	VEV ^{a,b}	Prima salarial	VEV ^{a,b}
1995	0,408*** [5,29]	3,238 {2504}	—		0,588*** [5,32]	4,660
1996	0,361*** [2,30]	3,132 {2560}	0,464*** [4,36]	4,031	0,445*** [3,75]	3,867
1997	0,375** [2,13]	3,545 {3283}	0,434*** [2,97]	4,101	0,428*** [2,71]	4,044
1998	0,308*** [2,72]	2,997 {3249}	0,375*** [2,92]	3,658	0,436*** [3,56]	4,246
1999	0,222* [1,63]	2,329 {3167}	0,194 [1,49]	2,037	0,298** [2,41]	3,126
2000	0,450*** [3,57]	4,858 {3127}	0,542*** [3,93]	5,855	0,537*** [3,77]	5,794
2001	0,517*** [3,82]	5,781 {3097}	—		0,609*** [4,69]	6,804
1995-2001 c	0,336*** [4,43]	3,286 {20987}	0,379*** [3,74]	3,734 -15386	0,471*** [4,47]	4,600 -20987

Notas: Presentamos entre corchetes estadísticos t calculados a partir de errores estándar corregidos de efectos de grupo a nivel de combinaciones de rama de actividad y sector de ocupación. *, ** y *** indican significatividad al 10%, 5% y 1%, respectivamente. Las especificaciones estimadas incluyen el conjunto de regresores de la tabla 2. ^(a) Millones de euros. ^(b) Número de observaciones entre corchetes. En el análisis de sección cruzada el número de observaciones es independiente del índice de riesgo considerado. ^(c) Incluimos variables indicadoras de año en la ecuación salarial estimada.

En resumen, el VEV estimado destaca por su elevada variabilidad, siendo los valores máximos estimados con riesgos anuales o promediados para todo el periodo el doble de los

correspondientes valores mínimos. Estos resultados cuestionan la capacidad de los análisis de sección cruzada para producir estimaciones precisas del VEV, ya que no es razonable suponer que los cambios de un año a otro en el VEV estimado reflejen variaciones en la valoración por parte del mercado del riesgo de accidente mortal. Adicionalmente, el VEV calculado a partir de la estimación MCO estará sesgado si los trabajadores seleccionan simultáneamente salarios y riesgos utilizando información no disponible al investigador. En este caso diremos que el riesgo de accidente laboral es endógeno en la estimación de la ecuación salarial. Contrastamos esta posibilidad utilizando el procedimiento bietápico desarrollado en Garen (1984).

En la primera etapa se estiman dos ecuaciones auxiliares que recogen el proceso de selección de los asalariados en los distintos niveles de riesgo de accidente laboral mortal y no mortal, respectivamente. Se incluyen como regresores los previamente considerados en la estimación de la ecuación salarial, variables que indican el nivel de ingreso no salarial del individuo y un conjunto de variables que informan de su grado de aversión al riesgo siendo, al mismo tiempo, independientes del salario que éste percibe. Conforman este último grupo el número de menores dependientes que viven con el asalariado, el régimen de tenencia de la vivienda, el número de cigarrillos consumidos al día, en caso de ser fumador habitual, así como otras variables que informan sobre la situación laboral y el nivel de estudios del cónyuge o pareja del asalariado, en caso de tenerla.¹⁷

En la tabla 4 resumimos la estimación MCO de estas dos ecuaciones.¹⁸ Encontramos que los trabajadores con mayor antigüedad, las mujeres, los que siempre han residido en la misma región, los que han alcanzado un nivel de estudios más elevado, los que trabajan en empresas más grandes y los asalariados a tiempo completo trabajan en combinaciones de rama de actividad y sector de ocupación caracterizadas por un riesgo de accidente mortal más reducido. Asimismo, estimamos una correlación significativa entre la actitud hacia el tabaco de los trabajadores y el nivel de riesgo de accidente mortal de la combinación en la que trabajan. En concreto, los trabajadores que fuman más de veinte cigarrillos al día trabajan en combinaciones en las que el riesgo de accidente fatal es más elevado que el correspondiente a las combinaciones en las que se emplean los trabajadores que no fuman o que lo hacen con moderación. Esta última correlación es particularmente relevante en cuantía.

La ecuación estimada para el riesgo no mortal muestra algunas similitudes con la anterior. Así, por ejemplo, la observación conjunta de las dos ecuaciones estimadas permite afirmar que las mujeres, los que siempre han residido en la misma región y los asalariados a tiempo completo trabajan en combinaciones con un nivel de riesgo de accidente, mortal y no mortal, más reducido. Obtenemos alguna evidencia, aunque débil, de correlación negativa entre el ingreso no salarial del que disponen los trabajadores y el hecho de trabajar en combinaciones con un riesgo de accidente no mortal elevado. Las variables que denotan estabilidad personal (tener menores dependientes económicamente, estar casado o conviviendo) y las relativas al cónyuge o pareja, en caso de tenerla, tienen un reducido poder explicativo en las elecciones de riesgo laboral de los asalariados.

Tabla 4
ECUACIONES AUXILIARES. ESTIMACIÓN MCO. AÑO 2001

Variable	Riesgo Mortal	Riesgo no Mortal	Variable	Riesgo Mortal	Riesgo no Mortal
Fumador tipo 1 ^(a)	0,020 [1,03]	0,011 [0,94]	Inmovilidad geográfica ^(p)	-0,023 [-0,83]	-0,034** [-2,30]
Fumador tipo 2 ^(b)	0,097*** [2,79]	-0,001 [-0,05]	Menores dependientes	-0,014 [-0,60]	-0,013 [-1,09]
Otro Ingreso 1 ^(c)	-0,025 [-0,78]	-0,038* [-1,87]	Estudios secundarios	-0,043* [-1,78]	-0,014 [-0,95]
Otro Ingreso 2 ^(c)	-0,052 [-1,50]	-0,012 [-0,71]	Estudios universitarios	0,050* [-1,76]	-0,014 [-0,80]
Otro Ingreso 3 ^(c)	-0,020 [-0,54]	-0,021 [-0,89]	Mujer	-0,265*** [-12,07]	-0,116*** [-8,66]
No propietario ^(d)	0,027 [1,00]	0,017 [1,19]	Inmovilidad geográfica	-0,072*** [-3,26]	-0,037*** [-2,74]
Casado/Convive	0,035 [1,18]	0,002 [0,15]	Antigüedad	-0,003* [-1,81]	0,000 [0,37]
Est. Secundarios ^(p)	0,076** [2,00]	0,022 [1,10]	Tiempo parcial	0,140*** [2,71]	0,070** [2,25]
Est. Universitarios ^(p)	0,001 [0,03]	0,042** [2,03]	R ²	0,527	0,820
Trabaja ^(p)	-0,047 [-1,45]	-0,022 [-1,28]	N	2643	2643

Notas: ^(p) indica que la variable está referida a la pareja del encuestado. Presentamos entre corchetes estadísticos *t* calculados a partir de errores estándar corregidos de efectos de grupo a nivel de combinaciones de rama de actividad y sector de ocupación. *, ** y *** indican significatividad al 10%, 5% y 1%, respectivamente. Inclumos el conjunto de regresores de la tabla 2.

^(a) El encuestado es fumador habitual y consume menos de 20 cigarrillos al día. ^(b) El encuestado es fumador habitual y consume 20 o más cigarrillos al día. ^(c) Los ingresos laborales del encuestados se sitúan entre el primer y el segundo cuartil de la distribución muestral (Otro ingresos 1), entre los cuartiles segundo y tercero (Otro ingreso 2) o por encima del tercero (Otro ingreso 3). ^(d) El encuestado reside en una vivienda que no es propiedad suya ni de su pareja, en caso de tener pareja.

Los residuos de las ecuaciones auxiliares estimadas se utilizan para construir los regresores adicionales de la ecuación salarial ampliada (6), cuya estimación se resume en la tabla 5.¹⁹ Por claridad expositiva, únicamente presentamos los coeficientes asociados a los regresores adicionales y a los índices de riesgo, destacando que los demás coeficientes varían marginalmente respecto a los presentados en la tabla 3.²⁰

En la primera columna de la tabla 5 presentamos, con fines ilustrativos, el resultado de estimar la ecuación salarial por variables instrumentales, utilizando los índices de riesgo predichos por las ecuaciones auxiliares como instrumentos. Obtenemos una prima salarial por riesgo de accidente moral substancialmente más elevada que la estimada por MCO. Este resultado es coherente con la hipótesis de que la seguridad es considerada un bien normal por los asalariados.²¹ Aquellos con mayores potencialidades salariales no observadas eligen empleos más seguros y mejor retribuidos salarialmente.

Tabla 5
CONTRASTE DE ENDOGENIEDAD. AÑO 2001

	V. Instrumentales	Ecuación (6)
I. Riesgo Mortal ^(p)	1,157*	0,683*
	[1,85]	[1,97]
I. Riesgo no Mortal ^(q)	0,005	1,789
	[1,09]	[0,75]
\hat{u}_p		0,212*
		[1,94]
\hat{u}_q		-0,246**
		[-2,40]
$p \cdot \hat{u}_p$		-0,423
		[-0,96]
$q \cdot \hat{u}_p$		-2,063***
		[-3,39]
$p \cdot \hat{u}_q$		-0,532
		[-0,51]
$q \cdot \hat{u}_p$		1,047**
		[1,99]

Notas: Presentamos entre corchetes estadísticos t calculados a partir de errores estándar corregidos de efectos de grupo a nivel de combinaciones de rama de actividad y sector de ocupación. *, ** y *** indican significatividad al 10%, 5% y 1%, respectivamente. Inclumos el conjunto de regresores de la tabla 2.

En la segunda columna resumimos la estimación de la ecuación salarial ampliada. La prima salarial por riesgo de accidente mortal es significativa, superior en cuantía a la estimada por MCO e inferior a la obtenida por variables instrumentales. La significatividad de algunas interacciones entre los residuos estimados en la primera etapa y los índices de riesgo denota la existencia de rendimientos heterogéneos en la prima salarial por riesgo que son tenidos en cuenta por los asalariados a la hora de seleccionar combinaciones salario-riesgo. El coeficiente estimado para el índice de riesgo mortal implica un VEV ligeramente inferior a los diecinueve millones de euros. Al analizar la estabilidad de este valor hemos de tener en cuenta que este contraste sólo puede implementarse desde 1998, ya que algunos de los instrumentos utilizados no están disponibles en el PHOGUE antes de ese año. Las estimaciones realizadas en el periodo 1998-2000 confirman, en todos los años, la endogeneidad de los índices de riesgo, al tiempo que ponen de manifiesto la inestabilidad del VEV calculado a partir de la estimación de la ecuación salarial ampliada. Con un rango de variación cercano a los nueve millones de euros, el VEV estimado mediante este procedimiento oscila entre los diez millones de euros de 1998 y los cerca de diecinueve millones del año 2001. La variabilidad del VEV estimado se explica, al menos en parte, por el carácter débil de los instrumentos disponibles, que sólo logran explicar un 5,9 y un 9,4 por ciento de la variación observada en los índices de riesgo mortal y no mortal, respectivamente.

En resumen, las estimaciones realizadas rechazan la exogeneidad de los índices de riesgo al tiempo que señalan que el VEV calculado a partir de la estimación MCO de la prima salarial por riesgo infravalora el verdadero VEV. En el mismo sentido se manifiesta el sesgo derivado de los errores de medida en la definición de los riesgos laborales. Las estimaciones del VEV obtenidas utilizando riesgos promediados son entre un 15 y un 41 por

ciento más elevadas que las obtenidas con riesgos anuales. Por su parte, el procedimiento de Garen (1984) no produce estimaciones consistentes del VEV por el carácter débil de los instrumentos disponibles. Estas limitaciones sugieren explotar la dimensión de panel de los datos disponibles para obtener estimaciones fiables del VEV en España.

4.2. Análisis con datos de panel

En la tabla 6 presentamos la prima salarial por riesgo de accidente mortal estimada utilizando la especificación (6), así como el VEV calculado a partir de esta.²² De acuerdo con el debate de la sección anterior, la estimación se realiza de forma separada para la totalidad de la muestra, para los asalariados que cambian y para los que no cambian de combinación de rama de actividad y sector de ocupación de un año a otro, para los que cambian de combinación de forma voluntaria y, finalmente, para los que perteneciendo a esta último colectivo incrementan (reducen) el riesgo de accidente laboral mortal al cambiar de combinación.²³

Tabla 6
ESTIMACIONES DINÁMICAS

Años	Riesgos anuales		Riesgos medios 3 años		Riesgos medios 7 años	
	Prima salarial	VEV ^{a,b}	Prima salarial	VEV ^{a,b}	Prima salarial	VEV ^{a,b}
<i>Todos</i>						
Corto plazo	0,067 [1,13]	0,758	0,132* [1,69]	1,447	0,125* [1,73]	1,407
Largo plazo		0,937 {6875}		1,963 {5291}		1,737 {6875}
<i>Cambian empleo (1)</i>						
Corto plazo	0,116* [1,79]	1,291	0,174** [2,20]	1,878	0,135** [1,99]	1,500
Largo plazo		1,716 {2351}		2,906 {1806}		1,992 {2351}
<i>(1) + voluntario = (2)</i>						
Corto plazo	0,139* [1,94]	1,633	0,244** [2,45]	2,811	0,159* [1,70]	1,873
Largo plazo		2,169 {1578}		4,236 {1220}		2,495 {1578}
<i>(2) + Δp > 0</i>						
Corto plazo	0,423*** [3,49]	4,979	0,344*** [2,75]	3,979	0,331*** [2,69]	3,894
Largo plazo		8,258 {750}		7,159 {585}		7,051 {750}
<i>(2) + Δp < 0</i>						
Corto plazo	0,273** [2,11]	1,994	0,254** [1,97]	2,335	0,298** [2,01]	2,214
Largo plazo		2,817 {825}		3,587 {632}		3,358 {825}

Notas: Presentamos entre corchetes estadísticos t calculados a partir de errores estándar corregidos de efectos de grupo a nivel de combinaciones de rama de actividad y sector de ocupación. *, ** y *** indican significatividad al 10%, 5% y 1%, respectivamente. Incluimos, en diferencias, el conjunto de regresores de la tabla 2 as como variables indicadoras de año. ^(a) Millones de euros. ^(b) Número de observaciones utilizado en la estimación entre corchetes.

La ecuación salarial a estimar incluye como regresor a la variable dependiente retardada. La relevancia de este nuevo regresor se confirma en la estimación por variables instrumentales de la ecuación salarial. La pertinencia de esta técnica de estimación se justifica por la endogeneidad de la variable dependiente retardada, correlacionada, por construcción, con el término de error de la ecuación (6).²⁴ El valor en niveles de la variable dependiente retardada dos periodos se utiliza como instrumento para el regresor adicional, siguiendo el procedimiento descrito en Arellano (1989).

La inclusión de la variable dependiente retardada permite distinguir entre la prima salarial por riesgo a corto y a largo plazo. El primero de estos conceptos, que se corresponde con la prima salarial por riesgo estimada hasta el momento, mide el impacto salarial contemporáneo de un cambio en el riesgo de accidente laboral. No obstante, si el ajuste salarial derivado de un cambio en el nivel de riesgo no se realiza en un solo periodo, o la percepción por parte de los trabajadores del nuevo nivel de riesgo no es automática, la prima salarial por riesgo a corto plazo subestima el VEV. La prima a largo plazo mide el ajuste salarial total derivado de un cambio en el nivel de riesgo, esto es, la respuesta salarial en el nuevo equilibrio.²⁵

El primer resultado a destacar de los contenidos en la tabla 6 es que el VEV estimado para la totalidad de la muestra es substancialmente más reducido que los correspondientes valores estimados en el análisis de sección cruzada. La prima salarial por riesgo de fallecimiento, significativamente distinta de cero al utilizar riesgos promediados, sitúa el VEV en el corto plazo ligeramente por debajo de los 1,5 millones de euros. Si el ajuste salarial derivado de un cambio en el nivel de riesgo mortal se extiende más de un año, la estimación del VEV en España ha de incrementarse entre un cuarto y medio millón de euros. Este VEV estimado para el ajuste a largo plazo utilizando riesgos promediados para tres y siete años resulta ser un 46 y un 55 por ciento inferior, respectivamente, que el menor de los valores significativos estimados en la tabla 3 para una misma definición de índice de riesgo. Este resultado sugiere que los VEV calculados a partir de estimaciones MCO de sección cruzada están sesgados al alza por el componente estático de la heterogeneidad individual inobservada. Este mismo resultado se obtiene para Alemania en Spengler and Schaffner (2006).

En segundo lugar, las estimaciones realizadas confirman que los cambios anuales en el riesgo mortal asociado a un puesto de trabajo no se reflejan en variaciones sistemáticas de la prima salarial correspondiente. En otras palabras, son los asalariados que cambian de empleo (combinación) y, en particular, los que lo hacen de forma voluntaria, los que permiten identificar la prima salarial por riesgo de fallecimiento y, por tanto, el VEV para la totalidad de la muestra.

Es precisamente el carácter voluntario de la decisión el que genera el potencial sesgo de medición. El VEV estimado para los asalariados que cambian voluntariamente de combinación no será válido para el conjunto de asalariados si la decisión de cambiar de empleo (combinación) se toma teniendo en cuenta variables no observadas por el investigador y correlacionadas con la ganancia salarial derivada del cambio. Este sesgo en la selección de la muestra, inicialmente destacado en Solon (1988), puede analizarse como un problema de

omisión de variables relevantes (Heckman, 1979). No obstante, esta opción está condicionada por la disponibilidad de instrumentos válidos y los análisis realizados con el PHOGUE revelan la carencia de tales instrumentos.

La dificultad asociada a la obtención de una estimación puntual válida para el conjunto de asalariados nos lleva a cambiar el objetivo del análisis y centrarnos en la identificación de cotas al VEV en España. Villanueva (2007) demuestra que el incremento salarial medio de los trabajadores que cambiando voluntariamente de empleo optan por incrementar (reducir) el riesgo laboral proporciona una cota superior (inferior) de la prima salarial por riesgo. Este procedimiento es el más modesto de los utilizados en el artículo, ya que no buscan identificar el VEV sino acotarlo, pero es también el más fiable, ya que su validez no descansa en la correspondiente validez de los instrumentos.

De acuerdo con la tabla 6, el VEV estimado para la muestra de asalariados que cambian voluntariamente de combinación e incrementan el riesgo de accidente mortal se sitúa, en el corto plazo, entre 4 y 5 millones de euros, dependiendo del índice de riesgo utilizado. Si los ajustes salariales derivados del cambio en el nivel de riesgo se prolongan por más de un año, el VEV se sitúa entre 7 y 8,3 millones de euros. Estas estimaciones proporcionan una cota superior al VEV de aplicación al conjunto de asalariados españoles.

La correspondiente cota inferior se estima utilizando la muestra de asalariados que cambian voluntariamente de combinación y reducen la probabilidad de accidente mortal. El VEV estimado para este colectivo se sitúa entre 2 y 2,3 millones de euros en el corto plazo y entre los 2,8 y 3,5 millones de euros en el largo plazo.

5. Conclusiones

El objetivo de este trabajo es analizar la información que el método de los salarios hedónicos proporciona sobre el Valor Estadístico de la Vida (VEV) en España. Para ello, empleamos distintas estrategias de identificación, con datos de sección cruzada y de panel, destacando los posibles sesgos en la estimación del VEV asociados a cada una de ellas.

Los resultados obtenidos cuestionan la capacidad de los análisis de sección cruzada para ofrecer estimaciones fiables del VEV. Por un lado, el VEV calculado a partir de la estimación MCO de la prima salarial por riesgo de fallecimiento está sesgado por la endogeneidad de los índices de riesgo. Asimismo, la ausencia de instrumentos con suficiente poder explicativo limita la validez poblacional del VEV estimado por variables instrumentales. Finalmente, la elevada variabilidad temporal del VEV estimado cuestiona su validez. Así, resulta difícil argumentar que variaciones anuales de más de un millón de euros en el VEV reflejan variaciones equivalentes en la valoración que el mercado de trabajo realiza del riesgo de accidente mortal.

El análisis con datos de panel señala que son los asalariados que cambian voluntariamente de empleo los que permiten identificar el VEV. La presumible no aleatoriedad de este colectivo

hace que el VEV estimado sea potencialmente no válido para el conjunto de asalariados españoles. Asimismo, la ausencia de instrumentos adecuados aconseja no tratar este potencial sesgo como un problema de omisión de variables relevantes. Llegados a este punto optamos por una estrategia alternativa que permite identificar cotas al VEV en España, en lugar de ofrecer una estimación puntual potencialmente sesgada. Las estimaciones realizadas sitúan la valoración máxima de una vida estadística en España entre los 7 y los 8,3 millones de euros. Por su parte, el valor mínimo estimado oscila entre los 2,8 y los 3,5 millones de euros, dependiendo de cómo se midan los riesgos de accidente laboral.

Estas estimaciones son las más fiables del trabajo y las más modestas, ya que no pretenden identificar el VEV en España sino acotarlo. En este sentido difieren de las estimaciones disponibles para España, estimaciones de sección cruzada que adolecen de los sesgos previamente discutidos. Las cotas que presentamos en este trabajo se obtienen tras controlar por la parte de la heterogeneidad individual inobservada que se mantiene constante en el tiempo y por la presencia de errores de medida o valores atípicos en el número de accidentes laborales. Asimismo, su validez no descansa en el poder explicativo de los instrumentos disponibles.

La menor de las cotas inferiores estimadas a largo plazo (2,8 millones de euros) contrasta con el valor oficial de referencia en España cifrado en 1991 en 25 millones de pesetas por víctima mortal (250.000 euros actuales) por el extinto Ministerio de Obras Públicas y Transporte (hoy Fomento). El contraste es aun mayor si tenemos en cuenta que el valor utilizado para evaluar los beneficios de cualquier política no suele descender del millón de euros por muerte evitada en países como el Reino Unido, Francia, EE.UU. o en la propia Unión Europea. Estos datos sugieren que la administración pública española infravalora sistemáticamente los beneficios de los programas que emprende y que tienen como resultado la reducción del número de muertes realizando, por tanto, una provisión inferior a la que resultaría óptima para el conjunto de la sociedad.

Finalmente, resulta conveniente subrayar que las estimaciones presentadas en este trabajo se obtienen a partir del análisis de las decisiones tomadas en el mercado de trabajo, y existe evidencia de que el VEV puede variar tanto en función del método empleado, como del contexto específico de valoración (McDaniels *et al.*, 1992, Kochi *et al.*, 2006). Esto es, para distintos tipos de riesgo o contexto (seguridad vial, riesgos mediambientales, etc.), o para riesgos que afectan a grupos de población distintos del de los trabajadores (menores, ancianos, etc.), puede resultar conveniente realizar estimaciones específicas que sirvan como referencia para la evaluación económica de las políticas emprendidas en dicho ámbito.

Notas

1. Ashenfelter (2006) ofrece una revisión exhaustiva de los distintos métodos utilizados para estimar el VEV.
2. Riera *et al.* (2007) sitúan el VEV entre los 2 y los 2,7 millones de euros en el año 2000. Por su parte, Albert y Malo (1995) estiman un valor de, aproximadamente, 2,2 millones de euros del año 1991, que equivalen a tres millones de euros del año 2000.

3. Martínez *et al.* (2007) constituye la tercera estimación disponible del VEV en España. Utilizando preferencias declaradas, este trabajo sitúa el VEV entre los 2,7 y los 4,7 millones de euros.
4. La medida ideal de riesgo de accidente laboral es una medida subjetiva que refleja el riesgo percibido por el trabajador en su puesto de trabajo. No obstante, dada la imposibilidad de encontrar esta información optamos, como es habitual en la literatura, por utilizar información lo más detallada posible sobre riesgos objetivos. En particular, calculamos los índices de riesgo de accidente laboral para cada combinación posible de rama de actividad y sector de ocupación. Los índices de riesgo pueden definirse a nivel de rama de actividad, de sector de ocupación o para las diferentes combinaciones posibles de rama de actividad y sector de ocupación. Dillingham (1985) realiza un ejercicio comparativo con los tres tipos de índices y concluye que utilizar índices de riesgo definidos sólo a nivel de industria o de ocupación implica sesgar al alza y a la baja, respectivamente, el VEV.
5. El procedimiento descrito en Garen (1984) es una extensión del método de corrección de sesgos de selección de Heckman (1979) para el caso en que la variable de selección es continua en lugar de discreta.
6. Heckman and Vytlačil (2001) demuestran que el parámetro causal de interés está no-paramétricamente identificado si se dispone de instrumentos adecuados. Sin instrumentos válidos, el efecto identificado mediante el procedimiento de Garen (1984) está identificado sólo por el supuesto distribucional realizado.
7. Un estimador de variables instrumentales local (con un único instrumento) sólo identifica el efecto causal de interés para los individuos cuyo comportamiento cambia al cambiar marginalmente el valor del instrumento (Heckman, 2001). Por tanto, sólo cuando se dispone de instrumentos con un soporte suficientemente amplio se puede pensar que el efecto estimado es válido para la población de interés en su conjunto y no sólo para una parte de la misma.
8. Alternativamente, podríamos haber optado por un estimador intra-grupos. No obstante, la correcta especificación de este modelo requiere de la inclusión de un retardo de la variable dependiente, con lo que igualmente se aplicarían primeras diferencias.
9. Además, la tendencia general al incremento en los salarios reales de los trabajadores (por mejoras en la productividad) y, al mismo tiempo, a la reducción en el riesgo de accidente laboral (por mejoras en la seguridad en el trabajo) podría crear una correlación espuria negativa entre el incremento salarial y el incremento en el índice de riesgo.
10. Utilizamos información de accidentes que causan la baja del trabajador, producidos en el lugar de trabajo o *in itinere*.
11. El resultado de este cociente se multiplica por 1.000.
12. De cara al análisis empírico eliminamos aquellas combinaciones de rama de actividad y sector de ocupación en las que el número de asalariados es inferior a k . El salario medio en estas combinaciones es muy sensible a la presencia de valores atípicos o a determinadas observaciones. Las estimaciones que presentamos en la siguiente sección se han obtenido imponiendo un mínimo de 15 asalariados por combinación. Los resultados se mantienen cualitativamente inalterados variando el valor de k entre las 0 y las 20 observaciones. Las variaciones cuantitativas son reducidas.
13. La incidencia que la eliminación de los asalariados que dedican menos de quince horas a la semana de la muestra pudiese tener en la obtención de un VEV válido para el conjunto de asalariados españoles se contrastó siguiendo el procedimiento establecido en Heckman (1979). Los resultados obtenidos garantizan la representatividad de las conclusiones alcanzadas al rechazar la significatividad del sesgo de selección.
14. Incluimos el índice de riesgo de accidente laboral no mortal para evitar sesgos al alza en la estimación de la prima salarial por riesgo de fallecimiento (Martinello and Meng, 1992).
15. No utilizamos datos relativos al año 1994, disponible en ambas bases de datos, por el cambio en la clasificación de ramas de actividad y sectores de ocupación que tuvo lugar en la EAT en 1995 y que imposibilita la comparación entre 1994 y los años posteriores.

16. Las estimaciones contenidas en la tabla 3 se han obtenido garantizando un mismo soporte en la distribución de combinaciones de ramas de actividad y sector de ocupación.
17. La correlación entre la actitud hacia el tabaco y las preferencias hacia el riesgo ha sido puesta de manifiesto, entre otros, en Viscusi and Hersch (2001).
18. Las variables dependientes en las ecuaciones auxiliares son los correspondientes índices de riesgo transformados por la inversa de la función de distribución normal. Esta transformación es necesaria ya que los índices de riesgo, expresados como probabilidades, están acotados entre cero y uno, mientras que los términos de error de las ecuaciones auxiliares se suponen normalmente distribuidos.
19. La ecuación salarial ampliada se estima por Mínimos Cuadrados Generalizados, dado que el término de error de esta ecuación es función de los índices de riesgo. Los detalles de este procedimiento se encuentran en Garen (1984).
20. Los autores ponen a disposición de los interesados la estimación completa de la ecuación salarial ampliada.
21. La misma conclusión se obtiene en Viscusi (1978) y Garen (1988).
22. Por claridad expositiva no presentamos los coeficientes asociados a los demás regresores. Los autores ponen a disposición de los interesados los demás resultados de la estimación.
23. Los asalariados que cambian voluntariamente de empleo son lo que, trabajando en dos empleos distintos en dos años consecutivos, declaran haber cambiado para obtener un empleo mejor.
24. Ese es el caso si el proceso en niveles es estacionario ($\rho < 1$). Álvarez (2004) proporciona evidencia de que los salarios individuales en España son estacionarios. Si el proceso es no estacionario en niveles, la especificación (6) no incluiría la endógena retardada como regresor adicional e incluiría a los demás regresores en niveles, con lo que la heterogeneidad individual inobservada seguiría sesgando las estimaciones.
25. Si ρ y γ_1 representan los coeficientes estimados para la variable dependiente retardada y el índice de riesgo mortal, respectivamente, la prima salarial por riesgo a largo plazo vendrá determinado por $(\gamma_1/1 - \rho)$. Una discusión sobre las diferencias entre la prima salarial a corto y largo plazo se encuentra en Kniesner *et al.* (2007).

Referencias

- Albert, C. y M.A. Malo (1995), “Diferencias salariales y valoración de la vida humana en España”, *Moneda y Crédito*, 20: 87-125.
- Alvarez, J. (2004), “Dynamics and Seasonality in Quarterly Panel Data: An Analysis of Earnings Mobility in Spain”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 22 (4): 443-456.
- Arellano, M. (1989), “A Note on the Anderson-Hsiao Estimator for Panel Data”, *Economics Letters*, 31(4): 337-341.
- Ashenfelter, O. (2006), “Measuring the Value of a Statistical Life: Problems and Prospects”, *Economic Journal*, 116 (510): C10-C23.
- Benavides, F.G. y C. Serra (2003), “Evaluación de la calidad del sistema de información sobre lesiones por accidentes de trabajo en España”, *Archivos de Prevención de Riesgos Laborales*, 6: 26-30.
- Dillingham, A. (1985), “The influence of risk variable definition on value of life estimates”, *Economic Inquiry*, 23: 277-294.

- Garen, J.E. (1984), “ The returns of schooling: a selectivity bias approach with continuous choice variable”, *Econometrica*, 52: 1199-1217.
- Garen J.E. (1988), “ Compensating wage differentials and the endogeneity of job riskiness” , *Review of Economics and Statistics*, 70 (1): 9-16.
- Heckman, J. (1979), “ Sample selection bias as a specification error” , *Econometrica*, 47: 153-161.
- Heckman, J. (2001), “ Micro Data, Heterogeneity, and the Evaluation of Public Policy: Nobel Lecture” , *Journal of Political Economy*, 109 (4): 673-748.
- Heckman, J. y E. Vytlacil (2001), “ Policy Relevant Treatment Effects” , *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 91(2): 107-111.
- Hwang, H., Reed, W.R., y C. Hubbard (1992), “ Compensating Wage Differentials and Unobserved Productivity” , *Journal of Political Economy*, 100 (4): 835-858.
- Kniesner, T.J., Viscusi, W.K, Woock, C. y J.P. Ziliak (2007), “Pinning down the value of statistical life”, IZA Discussion Paper 3107.
- 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.
- Martinello, F. y R. Meng (1992), “ Workplace Risks and the Value of Hazard Avoidance” , *Canadian Journal of Economics*, 25 (2): 333-345.
- Martinez, J.E., Abellan, J.M. y J.L. Pinto (2007), “ El Valor Monetario de la Vida Estadstica en España a través de las Preferencias Declaradas” , *Hacienda Pública Española*, 183: 125-144.
- McDaniels, T. L., Kamlet, M. S. y G.W. Fischer (1992), Risk perception and the value of safety, *Risk Analysis*, 12(4): 495-503.
- Riera, A., Ripoll, A.M. y J. Mateu (2007), “ Estimación del valor estadstico de la vida en España: Una aplicación del Método de Salarios Hedónicos” , *Hacienda Pública Española*, 181: 29-48.
- Shogren, J.F. y T. Stamland (2002), “ Skill and the Value of Life” , *Journal of Political Economy*, 110(5): 1168-1173.
- Solon, G. (1988), “ Self-selection biases in estimating longitudinal wage changes” , *Economic Letters*, 28: 285-290.
- Spengler, H. y S. Schaffner (2006), “Using job changes to evaluate the bias of the value of a statistical life”, Annual conference 2006 of the Society for Social Policy (Verein für Socialpolitik).
- Villanueva, E. (2007), “ Estimating Compensating Wage Differentials Using Voluntary Job Changes: Evidence from Germany” , *Industrial and Labor Relations Review*, 60 (4): 544-561.
- Viscusi, W.K. (1978), “ Wealth effects and earnings premiums for job hazards,” *Review of Economics and Statistics*, 60(3): 408-416.
- Viscusi, W.K. y J. Hersch (2001), “ Cigarette smokers as job risk takers” , *Review of Economics and Statistics*, 83: 269-280.

Abstract

This paper analyzes what can be learned about the value of a statistical life (VSL) using the hedonic wage model. The time series variation of cross sectional estimates, along with the endogeneity of risk choices and the absence of adequate instruments recommends moving to panel data analysis. These estimates show that the evidence of a positive and significant VSL stems from people changing jobs possibly endogenously. Once again the absence of valid instruments recommends an alternative strategy and we move to identify bounds on the VSL. Controlling for measurement error and individual heterogeneity yields a range for the estimated VSL of 2.8-8.3 million Euros.

Keywords: Value of statistical life; hedonic wages; endogeneity; panel data.

JEL classification: D61, J17, J28, J31.

APÉNDICE

Los índices de riesgo se definen para la desagregación más amplia de rama de actividad y sector de ocupación que hace compatible la información del PHOGUE y de la EAT. En concreto, la desagregación considerada se corresponde con la establecida en las variables PE006B (once sectores de ocupación) y PE007B (dieciocho ramas de actividad) del PHOGUE. Los sectores y ramas utilizados son los siguientes:

– Sectores de ocupación

1. Dirección de empresas y de la Administración Pública.
2. Técnicos y profesionales científicos e intelectuales.
3. Técnicos y profesionales de apoyo.
4. Empleados de tipo administrativo.
5. Trabajadores de servicios de restauración, personales y de protección.
6. Vendedores de comercio y asimilados.
7. Trabajadores cualificados en la agricultura y en la pesca.
8. Trabajadores cualificados de la industria y la construcción.
9. Operadores y montadores de instalaciones y maquinaria.
10. Trabajadores no cualificados en servicios (excepto transportes).
11. Peones de la agricultura, pesca, construcción, industrias manufactureras y transporte.

– Ramas de actividad

1. Agricultura, ganadería, pesca, caza y silvicultura.
2. Industrias extractivas, producción y distribución de energía eléctrica, gas y agua.
3. Industria de la alimentación, bebidas y tabaco.
4. Industria textil y de la confección, del cuero y del calzado.
5. Industria de la madera y del corcho, del papel, edición, artes gráficas y reproducción de soportes grabados.

6. Refino de petróleo y tratamiento de combustibles nucleares; Industria química; Industria de la transformación del caucho y materias plásticas; Industrias de otros productos minerales no metálicos.
7. Metalurgia y fabricación de productos metálicos; Industria de la construcción de maquinaria y equipo mecánico.
8. Industria de material y equipo eléctrico, electrónico y óptico; Fabricación de material de transporte; Industrias manufactureras diversas.
9. Construcción.
10. Comercio, reparación de vehículos de motor, artículos personales y de uso doméstico.
11. Hostelería.
12. Transporte, almacenamiento y comunicaciones.
13. Intermediación financiera.
14. Actividades inmobiliarias y servicios empresariales.
15. Administraciones Públicas, defensa y seguridad social.
16. Educación.
17. Actividades sanitarias y veterinarias, servicios sociales.
18. Otras actividades.

En la siguiente tabla presentamos el índice de riesgo de accidente mortal para cada una de las combinaciones resultantes en el año 2001.

Tabla A1
ÍNDICES DE RIESGO DE ACCIDENTE MORTAL. AÑO 2001

Ramaz de actividad	Sectores de ocupación										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1	–	0,000	0,392	0,000	0,200	–	0,058	–	0,223	–	0,132
2	0,000	0,350	0,103	0,000	–	–	–	0,173	0,236	–	0,058
3	0,000	0,000	0,026	0,000	0,000	0,086	–	0,057	0,089	0,000	0,070
4	–	0,000	0,000	0,000	–	0,000	–	0,009	0,011	0,000	0,000
5	0,000	0,114	0,110	0,000	–	0,000	0,226	0,042	0,100	–	0,043
6	0,122	0,000	0,095	0,415	–	0,000	–	0,102	0,208	0,000	0,264
7	0,028	0,030	0,028	0,068	–	–	–	0,229	0,057	–	0,108
8	0,031	0,070	0,121	0,000	0,000	–	–	0,095	0,025	0,000	0,059
9	0,017	0,038	0,078	0,018	–	–	–	0,154	0,309	0,000	0,188
10	0,016	0,097	0,084	0,000	0,101	0,019	–	0,019	0,299	0,011	0,095
11	0,000	0,000	0,000	0,000	0,013	0,000	0,000	0,000	0,187	0,057	–
12	0,000	0,016	0,100	0,056	0,129	–	–	0,111	0,397	0,000	0,141
13	0,014	0,144	0,000	0,061	0,000	–	–	–	0,000	0,000	–
14	0,058	0,012	0,023	0,000	0,199	0,076	–	0,059	0,594	0,026	0,674
15	0,036	0,024	0,028	0,008	0,218	–	0,100	0,144	1,344	0,076	0,314
16	0,000	0,007	0,025	0,000	0,000	–	–	0,000	–	0,000	–
17	0,000	0,021	0,000	0,019	0,004	–	–	0,000	0,492	0,000	–
18	0,025	0,000	0,038	0,042	0,000	0,000	0,000	0,048	0,189	0,037	0,103

