

TRABAJO AUTÓNOMO VERSUS TRABAJO ASALARIADO EN EL SEGURO POR ACCIDENTES DE TRABAJO: UN ANÁLISIS REGIONAL.

Ángel Martín-Román

angellm@eco.uva.es

C/ Trinidad 3, 40001 Segovia. Tno. 921-112334

Helena Corrales Herrero

helena@eae.uva.es

Avda. Valle Esgueva 6, 47011 Valladolid. Tno. 983-183317

Alfonso Moral de Blas

amoral@eco.uva.es

C/ Trinidad 3, 40001 Segovia. Tno. 921-112334

Universidad de Valladolid

Códigos JEL: J28, K32

RESUMEN

El objetivo de este trabajo es investigar si existe una relación causal entre el hecho de ser autónomo y la duración de las bajas laborales por accidente de trabajo. La literatura ya ha constatado la existencia de grandes diferencias en la duración de las bajas laborales, tanto a nivel regional como entre diferentes grupos poblacionales. En este sentido, conocer si existen diferencias en el uso de las bajas laborales por parte de los trabajadores autónomos frente a los asalariados resulta de gran interés para mejorar su gestión por parte de los organismos competentes. Bajo este prisma, el trabajo se convierte en un primer intento de detectar si existe un comportamiento diferencial en el absentismo laboral en función de la generosidad del sistema, cuestión que aún no ha sido estudiada en el caso de los trabajadores autónomos. Para analizar esta relación no es suficiente la comparación de la duración de las bajas laborales de los trabajadores por cuenta propia y de los trabajadores por cuenta ajena, ya que el ser autónomo está correlacionado con algunas características individuales. Una forma de solventar este problema es la utilización de los métodos de emparejamiento, que permiten obtener un valor del efecto medio de ser autónomo sobre la duración de las bajas laborales comparando el grupo de los autónomos con el de los asalariados (grupo de control) que tienen unas características similares. Un elemento más a tener en cuenta en este fenómeno es el papel de las Comunidades Autónomas y más, en concreto, el peso de las mutuas en cada región. Para llevar a cabo el trabajo se utiliza principalmente la información que proporciona la Estadística de Accidentes de Trabajo.

1. Introducción

El empleo autónomo o por cuenta propia se ha convertido en una forma de empleo, promovida por los gobiernos como símbolo del espíritu emprendedor y de la creación de empresas, que en la actualidad ha adquirido un papel relevante dentro de la economía. En particular, en enero de 2008 los 3.390.047 trabajadores afiliados a este régimen constituían el 17,7% del total de trabajadores afiliados. Aunque convencionalmente se piensa en el colectivo de los asalariados como el único componente de la población ocupada, estas cifras reflejan que no es así. Además, ponen de manifiesto la importancia de estudiar el comportamiento de los trabajadores autónomos para entender el funcionamiento de los mercados de trabajo.

Por lo que se refiere al objeto de estudio de este trabajo, la duración media de las bajas laborales de los autónomos excede con mucho a la de los asalariados. Este hecho ha generado una polémica que ha llegado a los medios de comunicación¹. Desde algunos sectores de la Administración se acusa a los autónomos de emplear la picaresca en el uso del seguro por enfermedad. Sin embargo, desde la Federación de Trabajadores Autónomos (ATA) se defienden argumentando que las duraciones de las bajas de los autónomos son mayores debido a que: “(...) *para que un autónomo se de baja tiene que estar muy enfermo (...)*”.

Así pues, el objetivo de este trabajo consistirá en estudiar los determinantes de la duración de las bajas por accidente de trabajo de los autónomos, con el fin de intentar conocer el verdadero motivo del diferencial comentado en el párrafo anterior. El motivo de adoptar una perspectiva regional es que en algunos trabajos previos (que serán comentados en la siguiente sección) se han constatado importantes diferencias en la duración de las bajas por accidente de trabajo en las diferentes regiones españolas. Por esta razón pensamos que adoptar un enfoque regional en el análisis de esta cuestión puede arrojar luz adicional que nos permita discriminar entre las diferentes explicaciones que se han dado al fenómeno estudiado.

¹ Véase, a modo de ejemplo, la noticia titulada: “Los autónomos están más tiempo de baja que el resto” publicada en *Cinco Días* el día 12 de junio de 2007.

2. Estado de la cuestión

La publicación del trabajo de Corrales *et al.* (2008) puso de manifiesto las importantes diferencias en la duración de las bajas por accidente de trabajo en las distintas regiones españolas². Dos importantes conclusiones se extraen en este trabajo: en primer lugar, las diferencias no desaparecen totalmente una vez que se tienen en cuenta los distintos aspectos relacionados con el accidente. En segundo lugar, las regiones del norte de España (lo que se denomina en el artículo la Cornisa Cantábrica, compuesta por Galicia, Asturias, Cantabria y País Vasco) tienden a presentar un patrón común de bajas injustificadamente más largas.

El trabajo de Corrales *et al.* (2008) se refiere al periodo 1997-2001 y toma solamente un tipo de lesiones para realizar el análisis, las denominadas de “difícil diagnóstico”. En la literatura económica sobre la cuestión dentro de esta categoría se suelen considerar básicamente esguinces, torceduras y lumbalgias. El motivo de esto es que se piensa que las diferencias en la duración pueden estar causadas por problemas de riesgo moral vinculados al seguro por accidente, y es en este tipo de lesiones donde esos problemas pueden verse agravados.

En un trabajo aún más reciente (Moral y Martín-Román, 2009) se aborda esta misma cuestión pero desde una perspectiva metodológica diferente, para un momento del tiempo distinto y considerando toda la tipología de lesiones registradas en la Estadística de Accidentes de Trabajo (EAT). Los autores estiman, mediante la técnica econométrica de las fronteras estocásticas, lo que sería la duración “eficiente” de una baja laboral que se explicaría fundamentalmente por factores fisiológicos (edad, tipo de lesión, gravedad del accidente, etc.). Las características personales del trabajador y las del puesto de trabajo explicarían la “ineficiencia” que los autores interpretan como una cuantificación del riesgo moral. Utilizando los datos del año 2006 de la EAT encuentran que Galicia, Cantabria y Asturias siguen presentando duraciones muy largas y que se deben en gran medida al componente calificado como “ineficiencia”.

² Para una amplia revisión de la literatura internacional sobre la duración de las bajas laborales puede consultarse Moral y Martín-Román (2009).

En relación con este tema, el trabajo de Fortin y Lanoie (2001) identifica cuatro tipos de riesgo moral: el riesgo moral de lesión *ex-ante*, el riesgo moral de causalidad *ex-ante*, el riesgo moral de duración *ex-post* y el riesgo moral de sustitución de seguros. Se tiende a pensar las diferencias en la duración de las bajas laborales están asociadas al tercer tipo de riesgo moral (duración *ex-post*), sin embargo, la discusión presentada en la introducción de este trabajo hace reflexionar sobre la importancia del segundo tipo de riesgo moral (causalidad *ex-ante*) en la determinación de la duración total de una baja laboral.

Hay también que decir que el análisis de los determinantes de la duración de las bajas dentro del colectivo de los trabajadores autónomos tiene interés en sí mismo, dado que ha sido escasamente estudiado, a pesar de su importante peso específico dentro del empleo. Dentro de los pocos estudios empíricos sobre este tema podría destacarse el trabajo de Hartman *et al.* (2003), en el que se examinan los determinantes de la frecuencia y la duración de las bajas laborales en una población estadística de trabajadores agrícolas holandeses. Estos autores encuentran que la edad y el tipo de enfermedad afectan significativamente a la duración de la baja laboral de los beneficiarios. Una extensa revisión de la literatura sobre los determinantes de las bajas por enfermedad es el artículo de Bakker *et al.* (2006). Estos autores revisan alrededor de 350 referencias sobre la materia y extraen la importante conclusión (para los fines de la presente investigación) de que los factores de riesgo de asalariados y autónomos difieren considerablemente. En este mismo sentido, el trabajo de Spierdijk *et al.* (2009), también referido a Holanda, encuentra singularidades en los factores condicionantes de los periodos de baja laboral protagonizados por los trabajadores por cuenta propia.

El presente trabajo tiene como objeto, en primer lugar, comprobar si las importantes diferencias regionales en los episodios de baja por accidente observadas para el caso de los asalariados se mantienen en el caso de los autónomos y si su distribución es análoga. Adicionalmente, y en segundo lugar, se pretende hacer avanzar el conocimiento científico en la cuestión de los determinantes de las bajas laborales de los trabajadores por cuenta propia. Finalmente, la adopción de la perspectiva regional pretende ser una herramienta para resolver el puzzle de la mayor duración de las bajas laborales por accidente en las Comunidades Autónomas del norte de España.

2. Datos

La Estadística de Accidentes de Trabajo (EAT) recoge los accidentes de trabajo (con y sin baja) ocurridos a los trabajadores afiliados a los regímenes de la Seguridad Social con la contingencia de accidente laboral cubierta de forma específica: Régimen General, Régimen Especial de la Minería del Carbón, Régimen Especial Agrario (voluntario para cuenta propia), Régimen Especial del Mar, Régimen Especial de Trabajadores Autónomos (voluntario y vigente desde 2004). El objetivo primordial de la estadística es conocer las causas y circunstancias de los accidentes de trabajo, así como la incidencia y gravedad de los mismos en determinados ámbitos, con el fin de establecer políticas preventivas.

La información de los accidentes de trabajo procede, por una parte, de la explotación mensual que efectúa la Subdirección General de Estadísticas Sociales y Laborales de los datos contenidos en el sistema Delt@, a partir de dos documentos de gestión: el parte de accidente de trabajo con baja (PAT) y la relación de accidentes de trabajo sin baja (RATSB). Por otra parte, de la explotación anual que se realiza de los documentos mencionados, así como de la relación de altas o fallecimientos (RAF), se obtiene información exhaustiva sobre cuándo, dónde y cómo se producen los accidentes laborales, así como las lesiones que producen, la duración de las bajas y la causa del alta de los mismos.

En los últimos años, varias reformas legales han mejorado la cobertura social del colectivo de los trabajadores autónomos. En particular, desde el año 2004 los autónomos dados de alta pueden acceder a una prestación por incapacidad temporal³, tanto por enfermedad común como por accidente de trabajo o enfermedad profesional, de la misma forma que los trabajadores asalariados. En el caso de accidente de trabajo, la cobertura es de carácter voluntario a excepción de los autónomos que trabajan en actividades de alta peligrosidad (transporte y construcción, por ejemplo) que están obligados a cotizar por accidente laboral tras la aprobación del Estatuto del Trabajo Autónomo⁴.

³ Real Decreto 1273/2003 de 22 octubre.

⁴ Ley 20/2007 de 11 de julio (entró en vigor el 12 de octubre).

Teniendo en cuenta las fechas de las reformas, la primera Estadística de Accidentes de Trabajo que permite comparar los dos colectivos (autónomos y asalariados) al incluir los accidentes de autónomos de forma homogénea es la correspondiente al año 2005. Sin embargo, el carácter voluntario de la cobertura hace difícil valorar correctamente los resultados sino se tiene en cuenta quién es el tipo de trabajador autónomo que decide cotizar a la Seguridad Social con la finalidad de tener cubierta esa contingencia⁵. Esta limitación queda resuelta en la estadística de accidentes correspondiente al año 2008, donde la obligatoriedad para algunos trabajadores autónomos permite que el análisis comparativo de las causas y circunstancias de los accidentes de trabajo, así como la incidencia y gravedad de los mismos sea válido sin tener que hacer supuestos demasiado exigentes.

No obstante, algunos accidentes de trabajo de los autónomos han de contemplarse aparte dada la idiosincrasia de este colectivo, que a la vez es trabajador y empleador. Así, lo han considerado los propios legisladores al redefinir el concepto de accidente de trabajo de forma que sólo se considera accidente cuando se produce durante el tiempo de trabajo, en el lugar de trabajo y siempre que se pruebe la conexión directa e inmediata con el trabajo realizado. Atendiendo a esta definición, los percances que un trabajador autónomo sufre en el trayecto de ida y vuelta al lugar de trabajo -los accidentes llamados *in itinere*- no son directamente considerados accidentes de trabajo, al contrario que en el caso de los trabajadores por cuenta ajena, cuyo régimen si reconoce este tipo de accidentes.

4. Metodología

En este trabajo se emplean las técnicas de emparejamiento (*matching*) -diseñadas para estimar los efectos causales de un “tratamiento” sobre otras variables-, como herramienta estadística para obtener una estimación del efecto medio que el hecho de ser autónomo (frente a asalariado) tiene sobre la duración de la baja por accidente laboral.

⁵ Algunos autores ya señalan la existencia de un comportamiento diferente de los asegurados dependiendo de si el seguro es obligatorio o no. En concreto, la voluntariedad del seguro puede suponer un riesgo mayor de ocurrencia de partes de accidentes y un periodo de recuperación de la lesión mayor (Spierdijk *et al.*, 2009). La explicación estaría en la existencia de información asimétrica en el mercado de seguros que provoca una selección adversa de los asegurados.

La existencia de diferencias en la duración de las bajas laborales entre estos dos colectivos (autónomos y asalariados) es un hecho que queda patente cuando se analizan los datos de la EAT. Pero estas diferencias pueden ser debidas a que los dos grupos no son iguales sino que presentan características muy diferentes. Por ejemplo, los autónomos tienen en media una edad superior a los asalariados. En la medida en que la edad es una variable que está relacionada negativamente con la duración de la baja (a mayor edad, mayor dificultad para recuperarse de una lesión), la mayor duración de la baja pueda ser simplemente consecuencia del efecto subyacente de la edad. Para soslayar esta circunstancia, se utilizan las técnicas de emparejamiento que explicamos brevemente a continuación.

El planteamiento de partida de esta metodología es el siguiente. Por una parte, se tiene una variable que recoge si los individuos de una población participan en un programa (tratamiento), en nuestro caso si son autónomos o no ($T = 1$ tratados, $0 =$ no tratados). Por otra parte, se tiene otra variable que puede verse afectada por la participación en el programa, que en nuestro caso, es la duración de la baja tras un accidente de trabajo (Y). Si se dispusiera para cada individuo de la duración de la baja laboral bajo los dos supuestos (siendo autónomo, Y_{i1} y no siéndolo, Y_{i0}), se podría evaluar si el ser autónomo tiene efecto sobre la duración de la baja a partir de la diferencia ($Y_{i1} - Y_{i0}$). Pero esto no es posible cuando se trabaja con datos no experimentales pues para cada individuo se dispone solamente de información de la variable output en una de las dos situaciones⁶.

Sin embargo algunas características de la distribución de $Y_1 - Y_0$ se pueden estimar. En particular, el efecto medio del tratamiento sobre los tratados, $E(Y_1 - Y_0/T=1)$, conocido como *the average treatment effect on the treated* (ATET). En nuestro contexto, se trata del efecto medio del hecho de ser autónomo sobre la duración de la baja entre los autónomos, que se puede expresar como,

$$ATET = E(Y_1 - Y_0/T=1) = E(Y_1/T=1) - E(Y_0/T=1),$$

⁶ Hay una cuestión que diferencia el contexto en el que empleamos esta metodología de los casos en los que habitualmente se utiliza. Básicamente, en nuestro caso la participación (el ser autónomo) sólo tiene efecto sobre la variable output (duración de la baja) si se produce un accidente laboral, hecho que consideramos que es un suceso aleatorio.

donde el término $E(Y_0/T=1)$, el efecto esperado para los autónomos bajo el supuesto de que no lo fueran, es desconocido.

Sin embargo, asumiendo la hipótesis de independencia condicionada, esto es, aceptando que la asignación al grupo de tratamiento es aleatoria dadas unas variables X , se puede obtener un estimador de $E(Y_0/T=1)$ a partir de $E(Y_0/T=0)$ ⁷. Al reformular el problema para tener en cuenta las variables X independientes de la participación en el programa, se obtiene que el resultado de la participación es el mismo para tratados y no tratados, una vez que se ha controlado por dichas variables.

$$ATET = E(Y_1 - Y_0/T=1, X) = E(Y_1/T=1, X) - E(Y_0/T=0, X)$$

Por tanto, para poder calcular la expresión anterior se necesita tener un grupo de comparación o de control adecuado, que minimice el sesgo de selección que se produce por las diferencias en las características de los tratados y no tratados.

Nuestro grupo de tratamiento está formado por aquellos trabajadores autónomos que han tenido un accidente laboral por el cual han estado de baja laboral⁸. Como consecuencia del marco legal actual en relación con la contingencia por accidente de trabajo, se ha reducido la población del grupo de control limitando el estudio a los trabajadores pertenecientes al sector de la construcción. La razón está en que, en la actualidad, es uno de los colectivos que está obligado a cotizar por esta contingencia, lo que permite mejorar el proceso de emparejamiento con los trabajadores asalariados que también cotizan por accidente de trabajo. Además, de cara a evitar la comparación de los accidentes que se producen al ir o al volver del trabajo también se han eliminado los accidentes “*in itinere*”. La última depuración realizada en los datos viene motivada por la existencia de censura en la duración de las bajas. Aquellas bajas laborales que en el momento de cerrar la estadística de accidentes siguen en curso tienen asignada una duración que no se corresponde con la duración exacta, pues ésta se desconoce en ese

⁷ Heckman *et al.* (1997) demostraron que el sesgo de selección ($E(Y_1/T=1) - E(Y_0/T=0) = E(Y_1 - Y_0/T=1) + \text{sesgo}$) se puede eliminar cuando se condiciona a ese conjunto de variables.

⁸ Se utiliza el concepto de autónomo que se deriva de la clasificación de la Seguridad Social según los regímenes de cotización. Por tanto se consideran sólo los trabajadores que pertenecen al Régimen Especial de Trabajadores autónomos (RETA). Esto implica que no están incluidos los trabajadores agrarios por cuenta propia.

momento. En este caso, hemos optado por eliminarlas. Resultado de las anteriores depuraciones el grupo de tratamiento está finalmente formado por 1.560 individuos.

Por su parte, para construir el grupo de control hemos tomado a los asalariados que tuvieron un accidente de trabajo por el que estuvieron de baja laboral. Dado que el comportamiento de los trabajadores públicos puede diferir del de los trabajadores del sector privado, se han eliminado del grupo de control a los trabajadores públicos. Por último, al grupo de control también se le han aplicado los mismos recortes que al grupo de tratamiento. Lo que significa que también se eliminan los accidentes *in itinere* y los accidentes que se han producido en un sector distinto del de la construcción.

Una vez definidos los dos grupos, el siguiente paso es emparejar a cada individuo del grupo de tratamiento con alguno(s) de los individuos del grupo de control. Para emparejar buscamos individuos en el grupo de control que sean similares, en términos de las variables X, al individuo del grupo de tratamiento. Es decir, bajo cierta métrica, el vector de características X debe estar cercano para los individuos emparejados. Si el vector X está compuesto por muchas variables, resulta difícil definir en la práctica el grado de cercanía entre los valores de X.

Rosenbaum y Rubin (1983) demostraron que en lugar de condicionar a un vector X posiblemente dimensionado, se puede utilizar una función de X denominada *propensity score* (puntuación de asignación), que reduce las características de cada persona a una única variable, de manera que se buscan parejas del grupo de tratamiento en el grupo de control que tengan el mismo valor de esta función (*propensity score*).

$$ATET = E(Y_1 - Y_0 / T=1, p(X)) = E(Y_1 / T=1, p(X)) - E(Y_0 / T=0, p(X))$$

La obtención del *propensity score* consiste en la estimación de un modelo de elección discreta que modeliza la participación condicionada a un vector de características, o lo que es lo mismo la probabilidad de ser autónomo dadas unas características X. Elegir adecuadamente las variables independientes a incluir es la clave del análisis, de ello depende la corrección adecuada del sesgo de selección y, por tanto, el cumplimiento de la hipótesis de independencia condicionada. La elección de las variables se ha realizado

en base a la literatura existente (Hartman *et al.*, 2003; Bakker *et al.*, 2006; Spierdijk *et al.*, 2009) incluyéndose el sexo, la edad, la nacionalidad, la ocupación y la comunidad autónoma⁹.

El *propensity score*, así obtenido, es una variable continua por lo que resulta complicado encontrar dos observaciones (grupo de tratamiento y de control) con el mismo valor. Esa es la razón por la que existen diferentes métodos de emparejamiento: el denominado vecino más cercano (*nearest neighbour*), por estratificación o el emparejamiento mediante una función Kernel. En el primero, el método de emparejamiento tradicional, cada individuo del grupo de tratamiento se empareja con un único individuo del grupo de control, aquél más cercano en términos del *propensity score*. Este estimador puede refinarse suponiendo que el valor del *propensity score* del individuo de control no se aleje en una determinada cantidad (*caliper*) del valor del individuo de tratamiento. Esto puede dar lugar a individuos del grupo de tratamiento no emparejados que son eliminados de la estimación del efecto del tratamiento. El método de estratificación consiste en dividir el rango de variación del *propensity score* en intervalos (estratos) de forma que en cada intervalo el grupo de tratamiento y el de control tienen el mismo valor medio del *propensity score*. Partiendo de estos estratos, se calcula el valor medio de las diferencias en el output para los individuos que pertenecen a un mismo estrato y, a continuación, se calcula el efecto medio ponderando. El último procedimiento emplea una función Kernel para realizar el emparejamiento, de manera que cada observación del grupo de tratamiento se empareja con una media ponderada de todas las observaciones del grupo de comparación, siendo las ponderaciones inversamente proporcionales a la distancia entre los *propensity score* de ambos grupos.

4. Resultados

A partir de los grupos de tratamiento y control definidos en el apartado anterior, en la Tabla 1 se muestran una serie de descriptivos que detallan las características utilizadas para realizar el emparejamiento de los dos grupos de trabajadores. Tras la selección de grupos y la depuración de los datos se dispone de 1.560 datos de accidentes de

⁹ Existe cierta literatura que considera que los factores de riesgo no son los mismos para los asalariados que para los autónomos (Bakker *et al.*, 2006) dado que las condiciones de trabajo y las ganancias difieren claramente entre estos dos colectivos.

trabajadores autónomos (grupo de tratamiento) y 157.745 de asalariados (grupo de control). Todos ellos pertenecientes al sector de la construcción.

La tabla refleja el reparto de esos accidentes entre los diferentes grupos de edad, comunidades autónomas, códigos de ocupación, características del accidente o nacionalidad de los trabajadores. Además se muestra la duración media de las bajas en cada uno de esos grupos tanto para los trabajadores autónomos como para los asalariados.

(Insertar tabla 1)

A la vista de los datos presentados en la tabla, la primera conclusión que se puede resaltar es que las características de los trabajadores son diferentes dependiendo de si el accidentado pertenece al grupo de tratamiento o al grupo de control. Con respecto a la edad de los accidentados, se puede apreciar como los autónomos concentran más siniestros que los asalariados en la franja comprendida entre los 35 y los 44 años. Sin embargo los asalariados tienen más peso en los accidentes que involucran a trabajadores con edades más extremas (los menores de 25 años o los mayores de 55).

En relación a la comunidad autónoma en que se produce el siniestro también surgen algunos aspectos especialmente llamativos. Seguramente el resultado más interesante lo proporciona la comunidad de Cataluña que concentra más del 13% de los accidentes sufridos por los asalariados de la construcción, mientras que este porcentaje es inferior al 2% en el caso de los autónomos. Otras comunidades que también tienen más peso en el caso del grupo de control son los dos archipiélagos, el País Vasco y, en menor medida, Castilla la Mancha. En la situación contraria se encuentran Aragón, Cantabria, Castilla y León o la Comunidad Valenciana, con una mayor importancia en el caso de los trabajadores autónomos.

Sobre la ocupación de los trabajadores accidentados, el grupo de artesanos y aquellos con mayor nivel de cualificación aumentan su peso en el caso de los trabajadores autónomos. Sin embargo los operadores y los trabajadores menos cualificados son más importantes en el caso de los asalariados. En cuanto a la procedencia de los

accidentados, el grupo de tratamiento supera al de control en el porcentaje de nacionales y europeos, pero tiene deficiencia en el porcentaje de otras nacionalidades.

Estas diferencias también son extensibles al caso de las características del accidente. Los autónomos tienen más peso que los asalariados en los accidentes que reciben atención hospitalaria, en aquellos sufridos en las extremidades y en los que provocan fracturas. Mientras que los asalariados predominan en la atención ambulatoria, sufren más accidentes en la cabeza y en el cuello y tienen más accidentes que ocasionan heridas.

Estas diferencias observadas también se extienden a la duración de las bajas laborales. Los datos de la Tabla 1 también muestran que las bajas laborales son casi siete días más largas, en términos agregados, en el caso de los trabajadores autónomos. Sin embargo estas diferencias superan los diez días en el caso de los trabajadores que superan los 45 años, en los accidentes sufridos en Aragón, Castilla la Mancha, Cataluña, Galicia y La Rioja, entre los trabajadores con menor nivel de cualificación y en aquellos lesionados que reciben atención hospitalaria. En el lado contrario encontramos que las bajas son más largas entre los asalariados con nacionalidad no europea, con lesiones que afectan a partes del cuerpo no especificadas y entre los que sufren un accidente en el Principado de Asturias. También encontramos diferencias sensiblemente inferiores a los siete días entre los trabajadores con edades entre 35 y 44 años, en los accidentes sufridos en Cantabria, Comunidad Valenciana y Navarra, entre los trabajadores más cualificados y en los accidentes que provocan heridas.

Una vez comprobada la existencia de diferencias en las características entre el grupo de tratamiento y el de control, así como en la duración de las bajas para los diferentes valores de esas características, el siguiente paso es identificar que parte de esa diferencia en duración puede deberse al hecho de ser autónomo.

Con esta finalidad, el siguiente paso en el estudio consiste en la realización de un análisis de emparejamiento. Las estimaciones realizadas se presentan desde una doble dimensión. En primer lugar se utiliza toda la muestra y posteriormente, dado que el fenómeno de la siniestralidad laboral muestra comportamientos diferenciados por comunidades autónomas, también se presentan los resultados para todas las regiones españolas.

Como se ha comentado en el apartado metodológico, un primer paso en el análisis consiste en la estimación del *propensity score*. De esta manera se pueden reducir las características de cada persona a una única variable, y se pueden buscar parejas de individuos de ambos grupos (tratamiento y control) que tengan un valor similar del *propensity score*.

(Insertar tabla 2)

A partir de la anterior estimación del *propensity score* se procede al cálculo del efecto medio de ser autónomo como factor explicativo de una diferencia de duración de la baja laboral.

(Insertar tabla 3)

En la Tabla 3 se presentan los resultados del efecto medio que el hecho de ser autónomo tiene sobre la duración de la baja laboral tras un accidente de trabajo. En esa tabla se muestra ese efecto medio calculado siguiendo diferentes métodos de emparejamiento. Como se puede apreciar, no existen grandes diferencias entre los dos primeros métodos empleados (el vecino más próximo y la estratificación) con valores situados entre los 3,5 y los 4 días, una vez que se ha controlado por ciertas características del trabajador y del accidente. Por su parte el método Kernel da una diferencia muy superior cercana a la realmente observada. Este resultado parece mostrar un efecto propio del hecho de ser autónomo que incrementa en más de tres días la duración de las bajas laborales.

Sin embargo este resultado cambia mucho cuando el análisis se realiza de forma diferenciada para las distintas comunidades autónomas españolas. El proceso es similar al que hemos desarrollado para el conjunto nacional, la única diferencia es que ahora en el *propensity score* no entran como explicativas las variables regionales y que ahora hemos seleccionado un único método de emparejamiento que ha sido el de vecino más cercano.

(Insertar gráfico 1)

A la vista de los resultados observados en el Gráfico 1 se puede comprobar que se mantiene la diversidad regional. Conviene aclarar que algunos de los datos, en especial aquellos en los que el número de autónomos es menor, no son muy robustos porque presentan gran distancia entre los valores máximo y mínimo. Este es el caso de Cataluña y sobre todo La Rioja. Pero con esas salvedades se pueden extraer algunas conclusiones interesantes.

Se puede apreciar que son cuatro las comunidades autónomas en las que el hecho de ser autónomo genera bajas laborales más cortas. Estas comunidades son Asturias, Cantabria, Comunidad Valenciana y Navarra. Además se puede comprobar que, con excepción de Navarra estas están entre las que presentan una duración media de la baja superior (valores cercanos a los 25 días).

El resto de Comunidades Autónomas presentan valores positivos, lo que pone de manifiesto una duración de las bajas superior por el hecho de que el trabajador accidentado pertenezca al grupo de tratamiento. No obstante estas duraciones medias estimadas suelen ser inferiores a las observadas, lo que pone de manifiesto que las características personales y del accidente explican parte del *gap* observado entre la duración media de la baja de los asalariados y la de los trabajadores autónomos.

5. Conclusiones

El trabajo trata de mostrar si existe una relación causal entre el hecho de ser autónomo y la duración de las bajas laborales por accidente de trabajo utilizando para ello las técnicas de emparejamiento. Los datos de partida muestran que las bajas laborales de los autónomos son casi siete días más largas que las de los asalariados. Sin embargo, la comparación directa de las duraciones de las bajas laborales de ambos tipos de trabajadores no es válida ya que pueden existir factores correlacionados con el hecho de ser autónomo que contaminan esta comparación. La utilización de las técnicas de emparejamiento nos ha permitido estimar el efecto medio del hecho de ser autónomo sobre la duración de la baja una vez controlados esos factores. Los resultados parecen

confirmar la existencia de un efecto propio del hecho de ser autónomo que varía entre tres y siete días, dependiendo del método de emparejamiento utilizado.

Por otra parte, la perspectiva regional adoptada en el trabajo nos ha permitido comprobar que la diversidad regional, constatada en otros trabajos en relación con la duración de las bajas por accidente de trabajo en el caso de los asalariados, se reproduce también en el caso de los autónomos. En particular, el hecho de ser autónomo genera bajas laborales más largas que las de los asalariados en la mayor parte del territorio nacional a excepción de las comunidades de Asturias, Cantabria, Comunidad Valenciana y Navarra.

Aunque creemos que este primer intento para detectar si existe un comportamiento diferencial en el absentismo laboral por parte de los trabajadores autónomos tras un accidente de trabajo puede aportar información relevante de cara a la configuración del sistema de prestaciones de la Seguridad Social, se requieren más trabajos en esta línea de investigación para que los resultados sean concluyentes.

En este sentido, el avance de la investigación va por la línea de mejorar la especificación de los factores que afectan conjuntamente al hecho de ser autónomo y a la duración de las bajas (el *propensity score*) para así lograr mejores emparejamientos y en ampliar el grupo de tratamiento incluyendo autónomos de otros sectores económicos.

Bibliografía

- Abadie, A., Drukker, D., Leber, J. y Imbens, G. (2001). Implementing matching estimators for average treatment effects in Stata, *The Stata Journal*, 1, 1-18.
- Bakker, R., Bronsema, J., Brouwer, S., Dijkstra, G., Haselager, J. y Groothoff, J. (2006). Disability insurance: can underwriting criteria for the self-employed be based on predictors used for disability amongst employees?, *Journal of Insurance Medicine*, 38, 259-270.
- Becker, S. y Ichino, A. (2002). Estimation of average treatment effects based on propensity scores, *The Stata Journal*, 2, 358-377.
- Butler, R. y Worrall, J. (1985). Work injury compensation and the duration of non-work spells, *Economic Journal*, 95(4), 714-724.
- Corrales, H., Martín-Román, A. y Moral de Blas, A. (2008). La duración de las bajas por accidente laboral en España: ¿Se justifican las diferencias entre comunidades autónomas?, *Revista de Economía Laboral*, 5 (1), 73-98.
- Dano, A. (2005). Road injuries and long-run effects on income and employment, *Econometrics and Health Economics*, 14, 955-970.
- Fortin, B. y Lanoie, P. (2001). Incentive effects of workers' compensation insurance: a survey, *Handbook of Insurance*, Springer, 421-458.
- Frick, B. y Malo, M. (2008). Labor market institutions and individual absenteeism in the European Union: the relative importance of sickness benefit systems and employment protection legislation, *Industrial Relations*, 47, 505-529.
- Hartman, E., Oude Vierlink, H., Huirne, R. y Metz, J. (2003). Sick leave analysis among self-employed Dutch farmers, *Occupational Medicine*, 53(7), 461-468.
- Heckman, J., Ichimura, H. y Todd, P. (1997). Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training programme, *Review of Economic Studies*, 64, 605-654.
- Imbens, G. y Wooldridge, J. (2009). Recent developments in the econometrics of program evaluation, *Journal of Economic Literature*, 47, 5-86.

- Johansson, P. y Palme, M. (2005). Moral Hazard and sickness insurance, *Journal of Public Economics*, 89, 1879-1890.
- Krueger, A. B. (1990). Workers' compensation insurance and the duration of workplace injuries, *NBER Working Paper*, 3253.
- Lalonde, R. J. (1986). Evaluating the econometrics evaluations of training programs with experimental data, *The American Economic Review*, 76(4), 604-620.
- Meyer, B., Viscusi, W. y Durbin, D. (1995). Workers' compensation and injury duration: evidence from a natural experiment, *American Economic Review*, 85(3), 322-340.
- Moral, A. y Martín-Román, A. (2009). Diferencias regionales en la duración de las bajas laborales: una cuestión de peligrosidad o de eficiencia, *XXXV Reunión de Estudios Regionales*.
- Rosenbaum, P. y Rubin, D. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects, *Biometrika*, 70(1), 41-55.
- Spierdijk, L., Van Lomwel, G. y Peppelman, W. (2009). The determinants of sick leave durations of Dutch self-employed, *Journal of Health Economics*, 28, 1185-1196.
- Zissimopoulos, J. y Karoly, L. (2007). Transitions to self-employment at older ages: the role of wealth, health, health insurance and other factors, *Labour economics*, 14, 269-295.

Tabla 1. Descriptivos de las variables del grupo de control y del tratamiento

	Grupo	Asalariados			Autónomos		
		Media	Desviación	Duración media	Media	Desviación	Duración media
Edad	16-24 años	0,170	0,376	16,215	0,071	0,257	23,694
	25-34 años	0,335	0,472	18,806	0,347	0,476	25,284
	35-44 años	0,264	0,441	21,916	0,350	0,477	26,767
	45-54 años	0,158	0,365	25,250	0,175	0,380	36,810
	55 o más	0,073	0,260	29,109	0,056	0,231	42,841
Comunidad autónoma	Andalucía	0,210	0,407	19,409	0,213	0,410	25,015
	Aragón	0,025	0,157	23,646	0,040	0,195	37,145
	Asturias	0,024	0,154	24,835	0,028	0,164	24,093
	Baleares	0,035	0,183	18,890	0,012	0,110	23,632
	Canarias	0,050	0,218	19,990	0,026	0,158	28,925
	Cantabria	0,013	0,114	25,842	0,022	0,146	26,853
	Castilla y León	0,062	0,241	19,823	0,127	0,333	29,040
	Castilla la Mancha	0,053	0,223	22,128	0,044	0,204	39,706
	Cataluña	0,137	0,344	19,984	0,012	0,110	39,737
	Com. Valenciana	0,094	0,292	23,741	0,180	0,384	25,413
	Extremadura	0,026	0,158	19,374	0,020	0,140	27,548
	Galicia	0,066	0,248	25,351	0,067	0,251	37,905
	La Rioja	0,007	0,080	19,005	0,009	0,094	49,571
	Madrid	0,118	0,322	19,187	0,127	0,333	28,192
	Navarra	0,013	0,114	19,412	0,024	0,154	20,421
País vasco	0,040	0,196	21,148	0,022	0,148	28,314	
R. Murcia	0,028	0,166	23,790	0,027	0,162	32,310	
Ocupación	Cualificados	0,018	0,134	23,351	0,075	0,263	28,231
	Artesanos	0,677	0,468	21,137	0,778	0,416	28,504
	Operadores	0,083	0,277	21,842	0,066	0,248	29,583
	No cualificados	0,221	0,415	19,864	0,081	0,274	30,260
Lesión	No específica	0,120	0,325	23,125	0,149	0,356	30,065
	Heridas	0,384	0,486	15,752	0,294	0,456	19,710
	Fracturas	0,059	0,235	56,265	0,116	0,320	61,901
	Torceduras	0,437	0,496	20,207	0,441	0,497	25,497
Parte del cuerpo	Cabeza y cuello	0,119	0,324	11,684	0,080	0,272	18,040
	Espalda	0,200	0,400	16,507	0,184	0,388	22,084
	Tronco	0,043	0,203	20,603	0,052	0,222	29,296
	Extremidades	0,613	0,487	23,754	0,647	0,478	31,783
	Otras	0,025	0,157	32,506	0,037	0,188	29,842
Tipo de asistencia	Hospital	0,062	0,241	40,577	0,092	0,290	51,722
	Ambulatorio	0,938	0,241	19,665	0,908	0,290	26,356
Nacionalidad	España	0,864	0,343	21,213	0,926	0,261	29,039
	Europa	0,039	0,193	20,087	0,053	0,223	27,049
	Resto de países	0,098	0,297	19,012	0,021	0,144	17,818

Fuente: Elaboración propia a partir de la EAT.

Tabla 2. Estimación del *propensity score*

Grupo	Coefficiente	Desviación	Estadístico t
Ref. (16-24 años)			
25-34 años	0,327	0,038	8,710
35-44 años	0,414	0,038	10,920
45-54 años	0,325	0,041	7,870
55 o más	0,159	0,053	3,010
Ref. (Andalucía)			
Aragón	0,189	0,056	3,360
Asturias	0,035	0,063	0,570
Baleares	-0,332	0,081	-4,070
Canarias	-0,209	0,060	-3,480
Cantabria	0,195	0,073	2,670
Castilla y León	0,293	0,037	7,980
Castilla la Mancha	-0,070	0,050	-1,410
Cataluña	-0,771	0,073	-10,530
Com. Valenciana	0,251	0,033	7,670
Extremadura	-0,074	0,070	-1,060
Galicia	-0,010	0,043	-0,230
La Rioja	0,171	0,110	1,550
Madrid	0,040	0,035	1,140
Navarra	0,302	0,070	4,300
País vasco	-0,244	0,064	-3,800
R, Murcia	0,000	0,063	0,010
Ref. (Cualificados)			
Artesanos	-0,507	0,045	-11,340
Operadores	-0,667	0,057	-11,760
No cualificados	-0,846	0,053	-15,860
Ref. (No específica)			
Heridas	-0,136	0,033	-4,190
Fracturas	0,169	0,042	3,990
Torceduras	-0,069	0,031	-2,200
Ref. (Cabeza y cuello)			
Es palda	0,070	0,042	1,680
Tronco	0,144	0,056	2,560
Extremidades	0,128	0,036	3,510
Otras	0,207	0,064	3,210
Ref. (Hos pital)			
Ambulatorio	-0,118	0,036	-3,270
Ref. (Es paña)			
Europa	0,066	0,046	1,430
Resto de países	-0,518	0,059	-8,760
Constante	-2,003	0,076	-26,470

Fuente: Elaboración propia a partir de la EAT.

Tabla 3. Estimación del efecto medio de ser autónomo sobre la duración de la baja por accidente de trabajo (ATET)

Método de emparejamiento	ATET	Error estándar	Estadístico t
Vecino más próximo	3.931	0.936	4.200
Esstratificación	3.481	0.905	3.845
Kernel	7.594	0.848	8.954

Fuente: Elaboración propia a partir de la EAT.

Grafico 1. Estimación del efecto medio de ser autónomo sobre la duración de la baja por accidente de trabajo. Datos regionales.

