



Universidad de Valladolid

FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES, JURÍDICAS Y DE LA
COMUNICACIÓN

Grado en Administración y Dirección de Empresas

TRABAJO DE FIN DE GRADO

**Convergencia en los índices de siniestralidad laboral: un
análisis provincial para el periodo 1988-2016.**

Presentado por Raquel Sánchez Rincón

Tutelado por Alfonso Moral de Blas

Segovia, 18 de junio de 2018

ÍNDICE

| | |
|--------------------|---|
| INTRODUCCIÓN | 5 |
|--------------------|---|

CAPÍTULO 1

Revisión bibliográfica

| | |
|--|----|
| 1.1 Concepto de siniestralidad..... | 9 |
| 1.2 Determinantes de los accidentes de trabajo | 9 |
| 1.3 Índices de siniestralidad laboral de España | 10 |
| 1.4 Duración de la incapacidad laboral en España | 10 |

CAPÍTULO 2

Análisis descriptivo

| | |
|--------------------------------|----|
| 2.1 Fuente de datos | 15 |
| 2.2 Análisis descriptivo | 15 |

CAPÍTULO 3

Metodología

| | |
|--|----|
| 3.1 β -convergencia absoluta..... | 25 |
| 3.2 β -convergencia condicionada | 25 |
| 3.3 σ -convergencia | 26 |

CAPÍTULO 4

Análisis empírico

| | |
|--|----|
| 4.1 Análisis de la convergencia absoluta | 29 |
| 4.2 Análisis de la convergencia relativa | 32 |
| 4.3 Análisis de la sigma convergencia | 36 |

| | |
|--------------------|----|
| CONCLUSIONES | 39 |
|--------------------|----|

| | |
|----------------------------------|----|
| REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS | 41 |
|----------------------------------|----|

INTRODUCCIÓN

Prevenir al trabajador de los riesgos laborales que posee su puesto de trabajo es fundamental, ya que el capital humano es el recurso más importante de la empresa. Según Gómez-Mejía, Balkin y Cardy (2008), el capital humano es un elemento determinante en la competitividad de las organizaciones.

A pesar de las advertencias, el número de accidentes de trabajo en España sigue siendo elevado. Según los resultados de la Estadística de Accidentes de Trabajo (EAT), el año 2001 registra las cifras más altas, 946.600 accidentes totales en jornada de trabajo, mientras que el año 2013 las más bajas, 404.284 accidentes.

Además, el elevado número de accidentes laborales tiene efectos económicos considerables. Según un informe de Comisiones Obreras (OO, C. 2004), los accidentes laborales en España en el año 2002, le costaron al país 11.988 millones de euros, lo que supuso el 1,72% del Producto Interior Bruto de ese año. Aparte de estas consecuencias económicas, existen otras consecuencias sociales que justifican el estudio de la siniestralidad laboral. Por esta razón, cada vez son más los autores que abordan esta cuestión.

La legislación ha intentado corregir el problema mediante la aprobación de la Ley de Prevención de Riesgos Laborales de 1995, sobre la cual se realizan varias modificaciones hasta la actualidad. Sin embargo, el hecho de que los mayores niveles de siniestralidad se produjesen en los primeros años del siglo XXI, parece indicar que el efecto de esta ley ha sido limitado.

La finalidad de este Trabajo Fin de Grado es examinar si los índices de siniestralidad laboral de las diferentes provincias españolas, tienden a converger durante el periodo 1988-2016. Los métodos que se utilizan son la beta convergencia y la sigma convergencia. La convergencia provincial es el objeto de estudio en este análisis, al ser un suceso positivo a nivel nacional, siempre que el acercamiento sea hacia aquellas provincias con menos siniestralidad. Esto es porque, si se produjese dicha convergencia, las provincias con mayor número de accidentes de trabajo reducirían más su índice de siniestralidad laboral, que aquellas que presentan un número menor de accidentes.

Para medir la siniestralidad laboral se utilizan dos índices de incidencia. Por un lado, se analiza la convergencia del índice de incidencia de accidentes en jornada de trabajo con baja, que incluye aquellos accidentes que suponen la baja médica o el fallecimiento del trabajador accidentado. Por otro lado, se analiza el índice de incidencia de accidentes en jornada de trabajo mortales, que incluye aquellos que han causado el fallecimiento del trabajador. La información se extrae de la Encuesta de Accidentes de Trabajo. Una vez construida la base de datos, se concluye si existe o no convergencia mediante un análisis descriptivo y un análisis empírico.

El resto del trabajo queda dividido de la siguiente manera. En el Capítulo 1, se realiza una revisión de la literatura económica para conocer las principales conclusiones acerca de la siniestralidad laboral. En el Capítulo 2, se elabora un análisis descriptivo para obtener información sobre la posible convergencia entre las provincias españolas. En el Capítulo 3, se detalla la metodología utilizada para llevar a cabo el análisis empírico. En el Capítulo 4 se realiza el análisis empírico, en el cual se determina si existe o no convergencia para los índices de siniestralidad en cuestión. Finalmente, se recogen las conclusiones más importantes del trabajo.



Universidad de Valladolid

CAPÍTULO 1

REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA

Este estudio consiste en realizar un análisis de convergencia, en los índices de siniestralidad laboral en España, a nivel provincial.

Previamente se hace una búsqueda de los trabajos realizados acerca de la siniestralidad laboral, obteniendo información relevante sobre las siguientes cuestiones: ¿Qué es la siniestralidad laboral?, ¿cuáles son las causas de los accidentes de trabajo?, ¿qué indican los índices de siniestralidad laboral de España?, ¿cuál es la duración de la incapacidad laboral en España?

1.1 Concepto de siniestralidad laboral

De acuerdo a García y Montuenga (2004), la siniestralidad laboral hace referencia tanto a los accidentes de trabajo como a las enfermedades profesionales. A pesar de ello, la mayor parte de los estudios analizan únicamente los accidentes de trabajo, ya que la identificación y medición de las enfermedades profesionales es mucha más complicada.

Los accidentes de trabajo se definen como “toda lesión corporal que sufre un trabajador por cuenta ajena con ocasión y como consecuencia de su trabajo, tanto en el trayecto de su domicilio al centro de trabajo y viceversa (*in itinere*), como dentro de éste” (García y Montuenga, 2004, p.5).

1.2 Determinantes de los accidentes de trabajo

La mayoría de los trabajos empíricos que analizan la siniestralidad laboral, se centran en conocer aquellos factores que propician un accidente de trabajo.

Yáñez y Manzano (1998), apuntan a la temporalidad laboral. En su trabajo señalan que la principal causa del elevado número de accidentes laborales se debe al empleo temporal. Además, aseguran que asumir mayor riesgo laboral no está compensado en términos salariales.

Amuedo (2002), por el contrario, trata de explicar que el trabajo temporal no va asociado a un mayor número de lesiones si se controlan las condiciones de trabajo y otros factores.

Por otro lado, García y Montuenga (2004), determinan que existe mayor frecuencia de accidentes, en aquellas empresas donde los trabajadores realizan más horas extraordinarias o en aquellas, donde se carece de servicios de prevención de riesgos laborales.

En 2008, Benavides, Ahonen y Bosch, establecen que los accidentes de trabajo no mortales son mayores entre los trabajadores españoles, en relación con los trabajadores extranjeros. No obstante, exigen mejorar la gestión de los datos de las lesiones por accidentes de trabajo (LAT), debido a que obtienen resultados contradictorios.

En varios estudios (Martín-Román, Á., Moral de Blas y Martín-Román, J., 2009; Bande y López-Mourelo, 2014) sobre la siniestralidad laboral, se expuso que la intensidad de las inspecciones en el lugar de trabajo influye, en el número de accidentes laborales que se producen, concluyendo que este factor explica en gran parte la divergencia regional.

En varias investigaciones (Chelius, 1982; Butler y Worrall, 1991) se afirma que los altos beneficios están ligados a un número más elevado de lesiones, ya que los trabajadores asumen más riesgos laborales, debido a que la indemnización posterior va a ser mayor.

1.3 Índices de siniestralidad laboral de España

Tras revisar el análisis descriptivo de Roselló (2003), es evidente que los índices de siniestralidad laboral en los distintos territorios españoles no son iguales. Baleares, seguida por Valencia, Canarias y Castilla-La Mancha, registra el mayor número de accidentes por cada cien mil trabajadores expuestos al riesgo.

“La tendencia general es a una disminución de los accidentes graves y mortales y un aumento en los totales, leves y enfermedades profesionales” (García y Montuenga, 2004, p.10).

Por su parte, Martín-Román y Moral de Blas (2008), destacan que los accidentes laborales graves han aumentado en la mayor parte de las regiones: Castilla y León, Asturias, Galicia, Aragón, Cantabria, Cataluña, País Vasco, Madrid, Andalucía y Navarra, una vez corregido el riesgo ocupacional.

Boone y van Ours (2002) y Martín-Román (2006), señalan que la evolución de los índices de siniestralidad laboral es procíclica. Por un lado, Boone y van Ours (2002), proponen que se debe al comportamiento informador de los trabajadores. En otras palabras, los índices de siniestralidad laboral disminuyen durante las fases recesivas debido a que los trabajadores son menos propensos a informar de un accidente ya que si son despedidos, van a tener dificultades para encontrar trabajo. En consecuencia, Boone, van Ours, Wuellrich y Zweimüller (2011) sugieren que las recesiones son malas para mantener/mejorar una buena seguridad en el lugar de trabajo. Por otro lado, Martín-Román (2006) no confirma la propuesta de Boone y van Ours (2002), para el caso español. Los riesgos laborales presentan un comportamiento procíclico debido a la actitud informadora de los trabajadores, pero también responde a una cuestión real.

1.4 Duración de la incapacidad laboral en España

La duración de una baja por accidente laboral no es del todo objetiva, por estar sujeta a la opinión de un médico. Por ello, es fácil pensar que esta duración será diferente en los distintos territorios españoles. Herrero, Martín-Román y Moral de Blas (2008), en su trabajo van más allá.

A priori, determinan que las diferencias en la duración se deben a dos tipos de factores: justificables y no justificables. Los factores justificables son aquellos que responden a características personales (edad, género, grupo de cotización), características laborales (peligrosidad, ocupación, tipo de contrato), coste económico... Los factores no justificables hacen referencia al riesgo moral, es decir, al comportamiento oportunista del trabajador que se encuentra imposibilitado temporalmente, en busca de su propio beneficio.

Finalmente, Herrero et al. (2008), concluyeron que la divergencia regional de la duración por incapacidad laboral, se debe a razones no justificadas y que estas son más largas dentro de la cornisa Cantábrica, y más cortas en la Rioja y Castilla La-Mancha.

REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA

Tras revisar la literatura económica, se observa que los estudios realizados sobre los índices de siniestralidad laboral en España son escasos, mayormente descriptivos en función de variables sociodemográficas y laborales, y que no todos especifican los casos concretos por provincias.

Por todo lo expuesto, el presente trabajo es novedoso, ya que realiza un análisis de convergencia en los índices de siniestralidad laboral para las provincias españolas, a través de un estudio empírico.



Universidad de Valladolid

CAPÍTULO 2

ANÁLISIS DESCRIPTIVO

2.1 Fuente de datos

Los datos estadísticos provienen de la Encuesta de Accidentes de Trabajo (EAT), que elabora el Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales anualmente. Esta información se obtiene con los partes de accidentes comunicados a la autoridad competente, por el empresario o el trabajador autónomo. A partir de esta encuesta, se ha construido el índice de incidencia de accidentes en jornada de trabajo, con baja, y el índice de incidencia de accidentes en jornada de trabajo mortales, por provincias.

Se entiende como índice de incidencia, al número de accidentes con baja ocurridos durante la jornada de trabajo por cada cien mil trabajadores expuestos al riesgo (Ministerio de Empleo y Seguridad Social). Este índice se obtiene de la siguiente forma:

$$\text{Índice de Incidencia} = \frac{\text{Accidentes en jornada de trabajo con baja} \times 100.000}{\text{Afiliados a regímenes de la S.S con la contingencia de accidente de trabajo específicamente cubierta}}$$

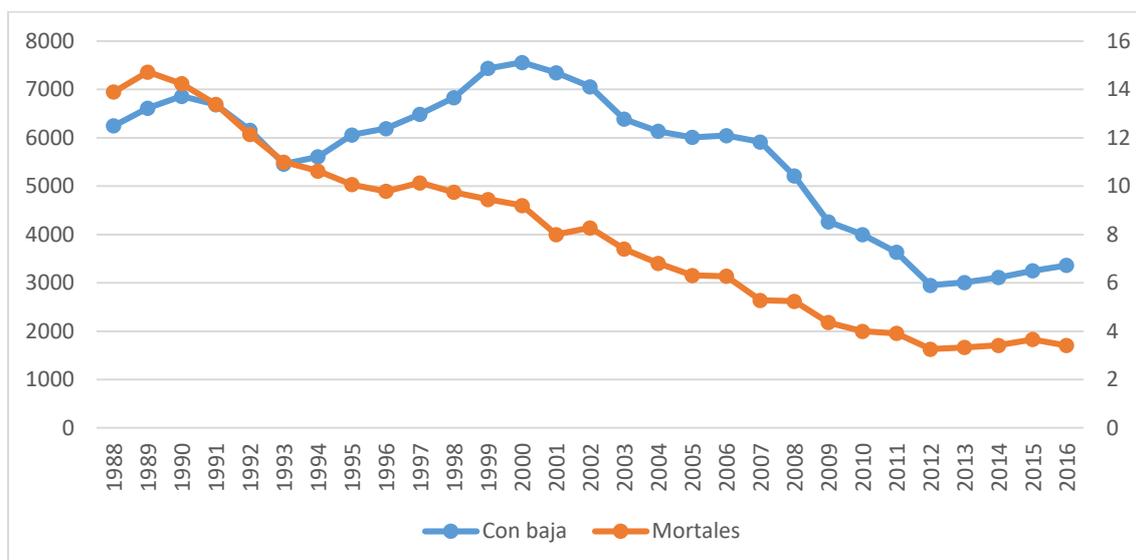
Para calcular el índice de los accidentes mortales, en el numerador hay que poner el número de accidentes mortales acaecidos durante la jornada laboral, y en el denominador aquellos trabajadores sometidos a riesgo. En este caso son los afiliados a regímenes de la Seguridad Social, con la contingencia de accidente de trabajo específicamente cubierta.

La serie temporal comprende desde 1988 hasta 2016. En el año 2006 se produce una ruptura en las series, debido a que se excluye la población de referencia (trabajadores afiliados al Régimen Especial Agrario en situación de inactividad). Por esta razón, se optó por utilizar una fuente que recogía estimaciones de la población excluida, durante el periodo 2006-2011 (Ministerio de Empleo y Seguridad Social).

2.2 Análisis descriptivo

El análisis descriptivo consiste en estudiar el índice de accidentes laborales, con baja y mortales, de las distintas provincias españolas de forma gráfica. El objetivo es obtener información significativa para el posterior análisis de convergencia. La gráfica 2.1 muestra la evolución temporal del índice de incidencia de accidentes en jornada de trabajo, con baja y mortales, en España, para el periodo 1988-2016.

En relación a los accidentes mortales, se observa una clara tendencia decreciente desde 1989 hasta 2012. No obstante, se aprecian desviaciones de la tendencia en el año 1996 y 2000. A partir del año 2012, el índice de accidentes mortales se estabiliza. En cuanto a los accidentes con baja se percibe que la tendencia no es concluyente. Se estima un aumento desde el año 1988 hasta el año 1990, una disminución desde 1991 hasta 1993, un crecimiento significativo durante el periodo 1994-2000, y una paulatina tendencia decreciente desde ese año hasta el 2012. A partir de 2012, se puede observar un ligero aumento del índice.

Gráfica 2.1. Evolución del índice de accidentes en jornada de trabajo, con baja y mortales, en España (1988-2016).

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EAT.

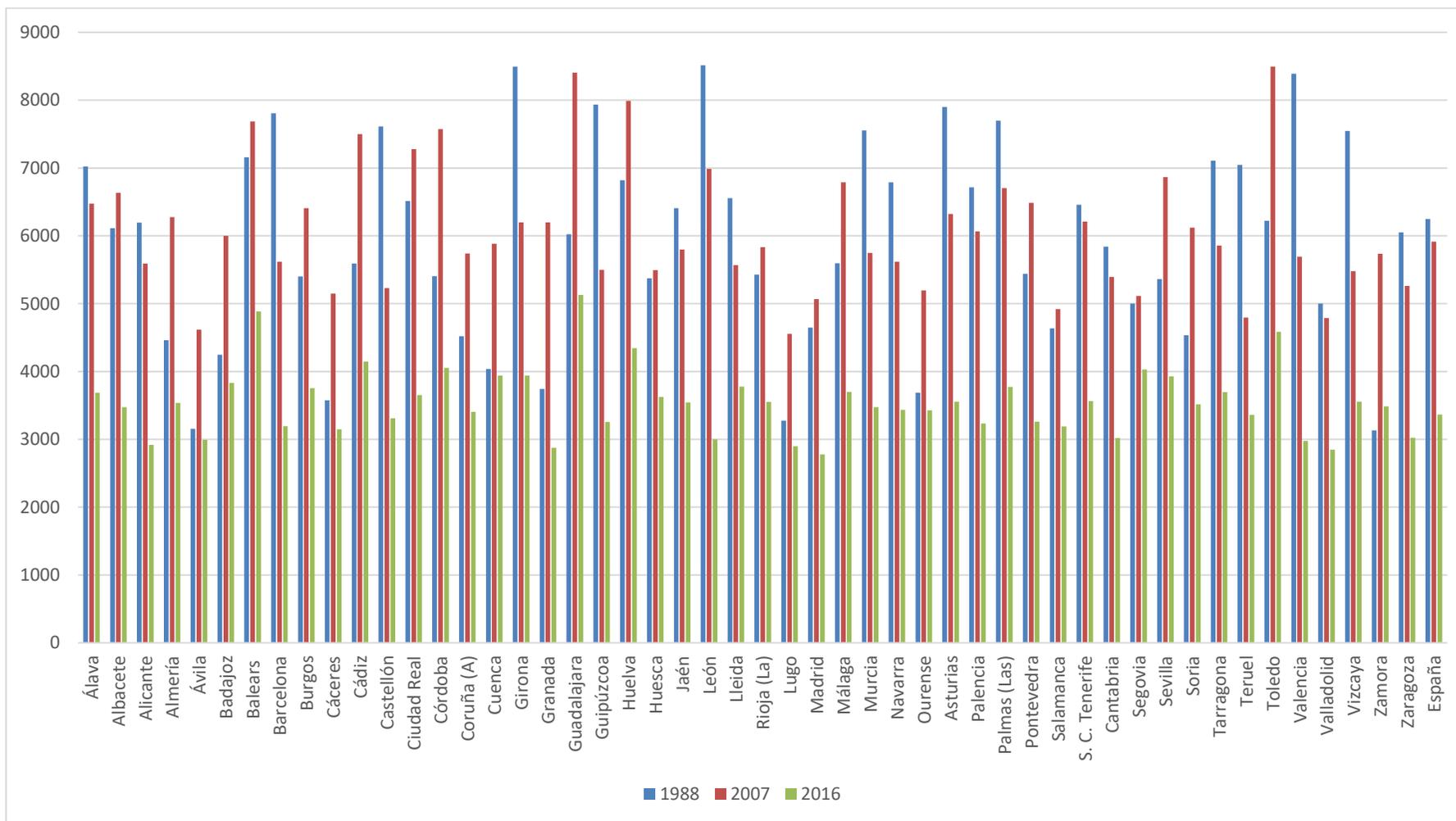
Tras examinar el comportamiento de los dos índices de incidencia, se obtienen las siguientes conclusiones:

En primer lugar se deduce que el índice de accidentes con baja representa un comportamiento procíclico, a diferencia del índice de mortales. En otras palabras, el índice de incidencia de accidentes laborales, con baja, durante las fases de crecimiento económico aumenta y durante las fases recesivas, disminuye. El incremento de siniestros durante las fases expansivas, se debe a que hay más población ocupada. También podría deberse al aumento del porcentaje de trabajadores inexpertos, o a que se reducen las medidas de prevención de riesgo por el ritmo creciente de las tareas.

En segundo lugar se comprueba, que los dos índices no evolucionan de forma similar durante el periodo 1993-2000, ya que los accidentes con baja aumentan y los mortales disminuyen. Este hecho puede deberse a que la Ley 31/1995, de 8 de noviembre, de Prevención de Riesgos Laborales solo tuvo un efecto positivo durante esos años, para el caso de los accidentes mortales.

Finalmente, se observan algunas similitudes entre ambos índices. Por un lado los accidentes, tanto con baja como mortales, se reducen desde el año 2003 hasta el año 2012. Este suceso puede deberse a que en 2003, se reforma el marco normativo de la prevención de riesgos laborales con la Ley 54/2003, de 12 de diciembre, donde se plasma una mayor preocupación por la sociedad. Además, se constata que ambos índices descienden bruscamente en el año 2007-2008 por el inicio de la crisis económica. Por otro lado, en el año 2012, se aprecia el índice más bajo de accidentes laborales por cada cien mil trabajadores expuestos al riesgo. A partir de entonces, los sindicatos señalan que los índices de siniestralidad laboral no han seguido reduciéndose por la precariedad en el trabajo (aumento de la temporalidad y de la contratación a tiempo parcial).

Gráfica 2.2. Índice de accidentes en jornada de trabajo, con baja, para las distintas provincias españolas en el año 1988, 2007 y 2016.



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EAT.

CAPÍTULO 2

La gráfica 2.2 refleja los índices de incidencia de accidentes laborales, con baja, en las distintas provincias españolas para los años 1988, 2007 y 2016. Se analiza el año 1988 y 2016, por ser los extremos del periodo del que existe información. De esta forma, podemos comparar el índice de accidentes laborales, con baja, en dos momentos distintos de la historia económica de España. Por otro lado, el año 2007, marca el comportamiento de este índice en la etapa anterior a la crisis económica. La muestra está formada por 50 provincias españolas. Ceuta y Melilla quedan excluidas porque pueden estar afectadas por grandes errores de muestreo.

Primeramente, si se compara el año 1988 y el año 2016, destaca la asombrosa disminución que ha sufrido el índice de accidentes laborales con baja. Este descenso ha sido espectacular en provincias como Girona, León o Valencia, donde en el transcurso de esos 29 años, se advierte una reducción aproximada de 5.000 accidentes de trabajo por cada cien mil trabajadores. Si se observa la media nacional, el índice de siniestralidad se aminora de 6.250 a 3.364 accidentes laborales, por cada cien mil trabajadores expuestos al riesgo. En términos generales, este fenómeno se cumple para todas las provincias españolas excepto para Zamora, donde el índice de accidentes es mayor en 2016. No obstante, este dato no es significativo ya que el índice es bajo en ambos años, 3.130 en 1988 y 3.486 en 2016. En otras provincias como Ávila, Cuenca u Ourense, el comportamiento del índice se mantiene relativamente estable entre los dos años.

En el año 1988 León, seguida de Girona y Valencia, se encontraba entre las provincias con índices de siniestralidad más elevados. Los niveles más bajos correspondían a Zamora y Ávila. En el año 2016, destaca Madrid por ser la provincia con menos accidentes de trabajo, seguida de Valladolid, Granada y Lugo, siendo Guadalajara la provincia que más accidentes presenta.

El núcleo de provincias por encima de la media española, tanto en 1988 como en 2016, son: Álava, Balears, Ciudad Real, Girona, Huelva, Jaén, Lleida, Murcia, Navarra, Asturias, Las Palmas, Tenerife, Tarragona y Vizcaya; mientras que Alicante, Ávila, Cáceres, Granada, Pontevedra, Salamanca y Cantabria, se mantienen por debajo de la media en ambos años.

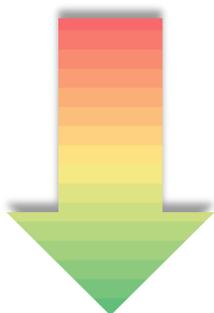
Si se compara el año 1988 con el año 2007, se obtienen resultados dispares. Existen dos grupos de provincias: aquellas donde el índice de incidencia de accidentes laborales se reduce en el año 2007, y aquellas donde el índice aumenta. Las provincias que forman el primer grupo están situadas al noreste de España (Álava, Alicante, Barcelona, Castellón, Girona, Guipúzcoa, León, Lleida, Navarra, Asturias, Palencia, Cantabria, Tarragona, Teruel, Valencia, Valladolid, Vizcaya, Zaragoza), además de Las Palmas, S.C Tenerife, Murcia y Jaén. Así pues, es lógico pensar que este grupo de provincias es el que ha tenido un mayor descenso en el número de accidentes laborales, con baja, a lo largo del tiempo. El resto de provincias españolas forman el segundo grupo. Dentro de este destaca Granada, por ser la que sufre un mayor incremento de siniestros en 2007, respecto al año 1988. En términos medios, el índice de siniestralidad laboral de España en el año 2007 es menor que en 1988.

Como conclusión podemos afirmar, que las provincias no siguen un comportamiento estable a lo largo del tiempo. Por un lado, no son las mismas provincias las que presentan un mayor o menor número de accidentes laborales al inicio y al final del periodo. Y por otro lado, vemos que las provincias españolas no varían de forma similar en el año 2007, respecto al año 1988.

ANÁLISIS DESCRIPTIVO

El gráfico no se realiza para el índice de accidentes mortales, ya que su comportamiento es más aleatorio y es más difícil extraer conclusiones. En un momento determinado, puede haber un accidente que implique a varias personas provocando un incremento puntual del índice. Igualmente puede suceder que no se produzca ningún accidente. Por ejemplo en Ávila, en 2014, hubo 8 accidentes mortales durante la jornada de trabajo por cada cien mil trabajadores expuestos al riesgo; en 2015 el índice fue nulo; mientras que en 2016 presentó 5 accidentes por cada cien mil trabajadores. Por tanto, el índice de accidentes mortales está sujeto a una gran variabilidad, y representa una pequeña parte de los accidentes laborales con baja.

Para acabar con el análisis descriptivo se diseñan dos mapas provinciales. El mapa 2.1 muestra el índice de incidencia de accidentes laborales, con baja, y el mapa 2.2 el índice de los accidentes laborales mortales. Los datos utilizados corresponden al año 2016, por ser el último del que se tiene información. Cada provincia española se refleja en un color, en función del número de accidentes acaecidos durante la jornada de trabajo. La escala de coloración es la siguiente:



Como se observa, los extremos de dicha escala son el rojo y el verde. Así pues, las provincias con tonos rojizos son aquellas que poseen índices de siniestralidad elevados. Por el contrario, los tonos más verdes hacen referencia a territorios donde los índices de siniestralidad laboral son bajos.

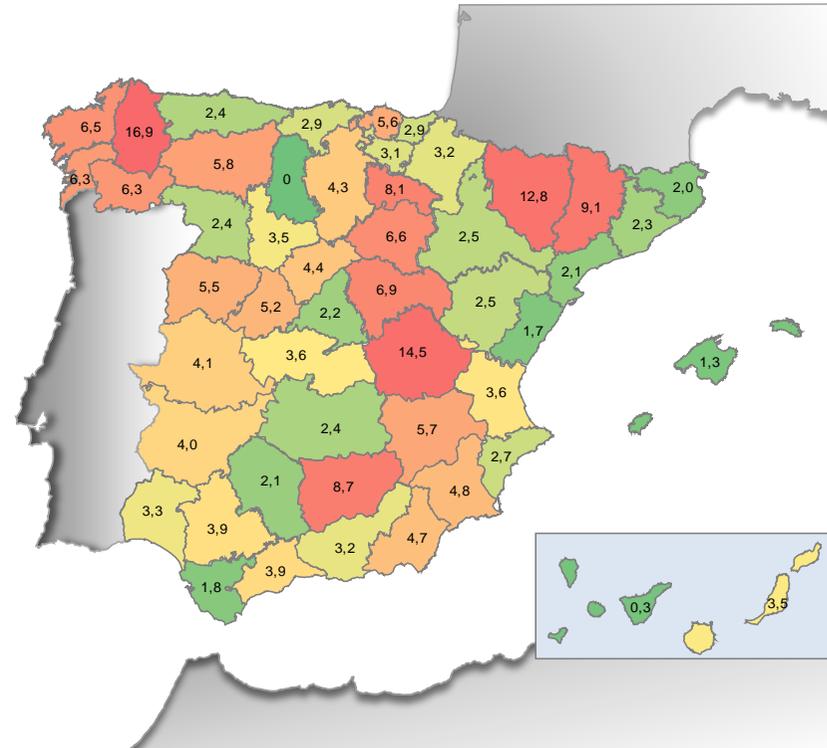
La finalidad de este estudio es detectar las zonas donde se concentra un mayor número de accidentes laborales, tanto con baja como mortales, en un momento determinado, y si la concentración de los siniestros se relaciona con el peso del sector económico, de cada una de las provincias españolas.

Mapa 2.1. Concentración del índice de accidentes en jornada de trabajo, con baja, en el año 2016.



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EAT.

Mapa 2.2. Concentración del índice de accidentes en jornada de trabajo, mortales, en el año 2016.

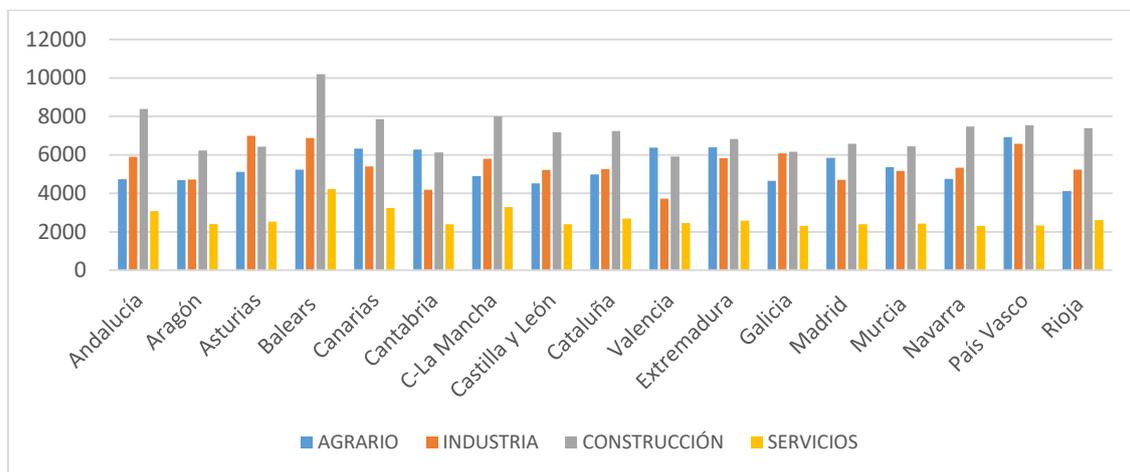


Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EAT.

ANÁLISIS DESCRIPTIVO

El índice de accidentes en jornada de trabajo, con baja, alcanza los mayores valores en las islas, en las provincias del este de Andalucía y en la mayor parte de Castilla-La Mancha. Este índice es elevado en dichos territorios, por el gran número de accidentes que se producen en el sector de la construcción, por cada cien mil trabajadores expuestos al riesgo. La gráfica 2.3 nos permite observar el índice de incidencia por sector de actividad y comunidad autónoma. La EAT no dispone de estos datos a nivel provincial.

Gráfica 2.3. Índice de incidencia de accidentes en jornada de trabajo con baja, según sector y por comunidad autónoma. Año 2016.



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EAT.

Por otro lado, el valor más grande del índice de accidentes laborales mortales se concentra en Galicia. Esto ocurre porque el sector agrario tiene un gran peso en la Comunidad Gallega y en 2016, es el sector que presenta el índice de incidencia de accidentes de trabajo mortales más alto, tal y como se observa en la tabla 2.1.

Tabla 2.1. Índice de incidencia sectoriales de accidentes de trabajo mortales. Año 2016.

| Agricultura | Industria | Construcción | Servicios |
|-------------|-----------|--------------|-----------|
| 10,20 | 4,9 | 8,62 | 2,42 |

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EAT.

También los accidentes mortales se concentran de forma aleatoria, en algunas provincias del centro peninsular (La Rioja, Soria, Guadalajara y Cuenca), en Huesca, Lleida y Granada.

Si se comparan ambos mapas provinciales, se observa que no se puede establecer una relación clara entre ellos. Sería lógico pensar que las provincias con una situación más delicada, fueran aquellas que tuvieran un elevado índice de accidentes laborales con baja y por tanto, las que derivaran en un mayor número de muertes en dichos accidentes. Sin embargo, este hecho se corrobora en algunas provincias, pero en otras no. Por ejemplo, Guadalajara es la provincia que tiene mayor índice de accidentes con baja y a la vez, una de las provincias donde se produce un mayor número de accidentes mortales, por cada cien mil trabajadores expuestos al riesgo. Por contra, la capital de España es una de las provincias menos peligrosas. Balears es la segunda provincia con un mayor índice de siniestralidad laboral con baja, pero a su vez es una de las que presenta menor índice de accidentes mortales. Solamente Palencia, que muestra un índice mortal igual a cero, y

CAPÍTULO 2

Tenerife, se encuentran por delante de ella. Lugo es la provincia con mayor índice de mortales, sin ser la provincia con mayor tendencia a accidentes.



Universidad de Valladolid

CAPÍTULO 3

METODOLOGÍA

En términos generales, “la convergencia expresa la aproximación de los niveles de renta per cápita de un conjunto de regiones o países durante un período determinado” (Avilés, Amian y Torres, 1996, p. 16).

La existencia de convergencia se puede verificar, mediante el análisis de datos de corte trasversal y, mediante el análisis de series temporales.

En este caso nos centramos en el método de beta convergencia (β -convergencia absoluta y β -convergencia condicionada) y en el método de sigma convergencia, siguiendo como referencia las estimaciones de la tesis doctoral de Moral de Blas (2003).

3.1 β -convergencia absoluta

Según Dolado, González-Páramo y Roldán (1994), existe beta convergencia cuando las regiones pobres tienden a crecer más rápido que las ricas, como resultado de la existencia de rendimientos marginales decrecientes. En nuestro caso analizaremos ese acercamiento para una variable diferente, como es los índices de siniestralidad laboral.

La β -convergencia absoluta implica establecer un mismo punto de equilibrio al que deben aproximarse las diferentes regiones, denominado “estado estacionario”. En consecuencia, suprimimos variables relevantes que reflejan peculiaridades de las distintas regiones.

Desde un punto de vista analítico, este tipo de convergencia se estima a partir de la siguiente formula:

$$\ln\left(\frac{Y_{i,t}}{Y_{i,t-1}}\right) = \alpha + \beta \cdot \ln(y_{i,t-1}) + \varepsilon_t \quad [3.1]$$

$Y_{i,t}$ e $Y_{i,t-1}$ reflejan los valores de la variable que tendría que converger, representando el subíndice i el grupo de áreas geográficas. La ecuación muestra que la tasa de crecimiento de esa variable en un momento determinado, t , depende linealmente del valor de dicha variable en el momento inmediatamente anterior. Cuanto más cerca se encuentre la variable del estado estacionario, más lento será su ritmo de crecimiento, o de decrecimiento en nuestro caso, de manera que ese ritmo irá disminuyendo hasta que la variable en cuestión se estabilice.

El valor β representa el ritmo de convergencia, al que las regiones van acortando su distancia relativa al estado estacionario. Por tanto se espera que β sea negativa y que exista una relación inversa, entre el valor que tome la variable y su tasa de crecimiento.

Cuando las distintas zonas geográficas reflejan características particulares, no tiene sentido utilizar esta hipótesis para estudiar la convergencia.

3.2 β -convergencia condicionada

La limitación de la β -convergencia absoluta se supera utilizando la β -convergencia condicionada. Este tipo de convergencia no implica establecer un mismo estado estacionario, si no que pueden existir varios teniendo en cuenta las peculiaridades de cada región.

Desde un punto de vista analítico, este tipo de convergencia se expresa mediante la siguiente ecuación:

$$\ln\left(\frac{Y_{i,t}}{Y_{i,t-1}}\right) = \alpha + \beta \cdot \ln(y_{i,t-1}) + \gamma \cdot X_i + \mu_t \quad [3.2]$$

A la expresión original de la β -convergencia absoluta se le añade el vector X_i . Este vector recoge una serie de variables explicativas, que pueden variar de unas zonas a otras, influyendo en el estado estacionario de la variable Y en cada zona geográfica i . Las variables auxiliares más comunes, cuando se analiza la renta, son las que representan la productividad, la inversión o el nivel de cualificación de la mano de obra. También son frecuentes las dummies regionales.

El valor de la β aumenta conforme se introduzcan en el análisis, un mayor número de variables adicionales. Esto significa que la velocidad de convergencia de cada zona hacia su correspondiente estado estacionario aumenta. Por tanto, la β -convergencia condicionada es más rápida que la absoluta.

La limitación principal de este análisis es que se basa en datos de corte trasversal. De forma que, si la variable en cuestión está sujeta a una gran variabilidad, el proceso de convergencia daría una visión distorsionada. Otras limitaciones son: la escasa robustez econométrica de muchas variables que se consideran determinantes del crecimiento, la selección arbitraria de regresores o el peligro de correlaciones espurias, si las series empleadas en las estimaciones no son estacionarias. Villaverde y Sánchez-Robles (1998).

3.3 σ -Convergencia

Esta hipótesis podría evitar la limitación primordial de la β -convergencia condicionada. Según Dolado et al. (1994), se afirma que existe sigma convergencia cuando la desviación típica de la renta per cápita entre regiones, decrece con el transcurso del tiempo.

Desde un punto de vista analítico, este tipo de convergencia se basa en el cálculo de la desviación típica de la variable, entre las distintas zonas geográficas de acuerdo a la siguiente expresión:

$$\sigma_t = \sqrt{\left(\frac{1}{N}\right) \sum_{i=1}^N [\ln(y_{it}) - n_t]^2} \quad [3.3]$$

Donde n_t es la media de los logaritmos de la muestra en el año t . Para determinar si hay o no hay convergencia, es necesario calcular toda una serie de desviaciones típicas. La convergencia se produciría si σ_t tiene una tendencia decreciente clara. En consecuencia, las regiones convergen hacia el mismo estado estacionario. Por tanto, existe una relación entre la hipótesis de β -convergencia absoluta y σ -convergencia: “la β -convergencia absoluta es una condición necesaria, pero no suficiente para que se produzca σ -convergencia” (Sala-i-Martín, 1994). Otra condición que se tiene que dar para que exista σ -convergencia, es que “otros factores” no vayan en sentido contrario.

Los modelos anteriores se ajustan a nuestro estudio en el siguiente apartado para así poder determinar, si se produce convergencia entre las distintas provincias españolas para los índices de siniestralidad laboral con baja y mortales.



Universidad de Valladolid

CAPÍTULO 4

ANÁLISIS EMPÍRICO

El estudio empírico consiste en analizar, si existe o no convergencia para los índices de incidencia en jornada de trabajo, con baja y mortales, en las distintas provincias españolas para el periodo 1988-2016. Es decir, la finalidad es descubrir si las provincias que tienen un índice elevado, reducen sus diferencias respecto a las provincias que tienen un índice más bajo.

Los datos empleados en este apartado provienen de la EAT y de la Encuesta de Población Activa (EPA). La fuente de la EAT es la misma que se tomó en el Capítulo 2: el índice de incidencia de accidentes en jornada de trabajo, con baja y mortales, por provincias. La EPA pretende conocer las principales categorías poblacionales, en relación con el mercado de trabajo, a través de entrevistas realizadas a una muestra representativa de personas (INE, 2005). Los datos obtenidos se publican trimestralmente en la base del Instituto Nacional de Estadística (INE). En 2002 la metodología de la encuesta se modificó afectando a algunas definiciones utilizadas, como es la del “parado”, y al proceso de cálculo de resultado (INE, 2014). Para el análisis de la convergencia condicionada se utiliza el número de ocupados por sector económico y provincia, del cuarto trimestre del año 2016. También se usan los resultados nacionales de la tasa de paro durante el periodo 1988-2016, para el análisis de la sigma convergencia. Conviene recordar, que la tasa de paro es el cociente entre el número de parados y el de activos.

En este capítulo se utilizan los métodos de convergencia descritos anteriormente. Para llevar a cabo la beta convergencia, se realizan modelos econométricos en Eviews. Estos modelos son uniecuacionales, lineales y estáticos, se sirven de datos de corte trasversal y están formados por 50 observaciones, que corresponden con las provincias españolas. Para el análisis de la sigma convergencia, se calcula la desviación típica de cada provincia para los distintos años de nuestro periodo, empleando el programa Excel. A continuación, se analizan en profundidad estos modelos.

4.1 Análisis de la convergencia absoluta

El primer análisis que se realiza es el de la convergencia absoluta. Para llevar a cabo este método construimos las siguientes variables. Por un lado se calcula la tasa de crecimiento de los índices de siniestralidad. Dicha tasa actúa como variable dependiente del modelo beta convergencia. La tasa de crecimiento entre el año 1988 y 2016, se puede obtener de dos formas:

$$1. \frac{\text{Índice}_{2016} - \text{Índice}_{1988}}{\text{Índice}_{1988}}$$

$$2. \text{Ln} \left[\frac{\text{Índice}_{2016}}{\text{Índice}_{1988}} \right]$$

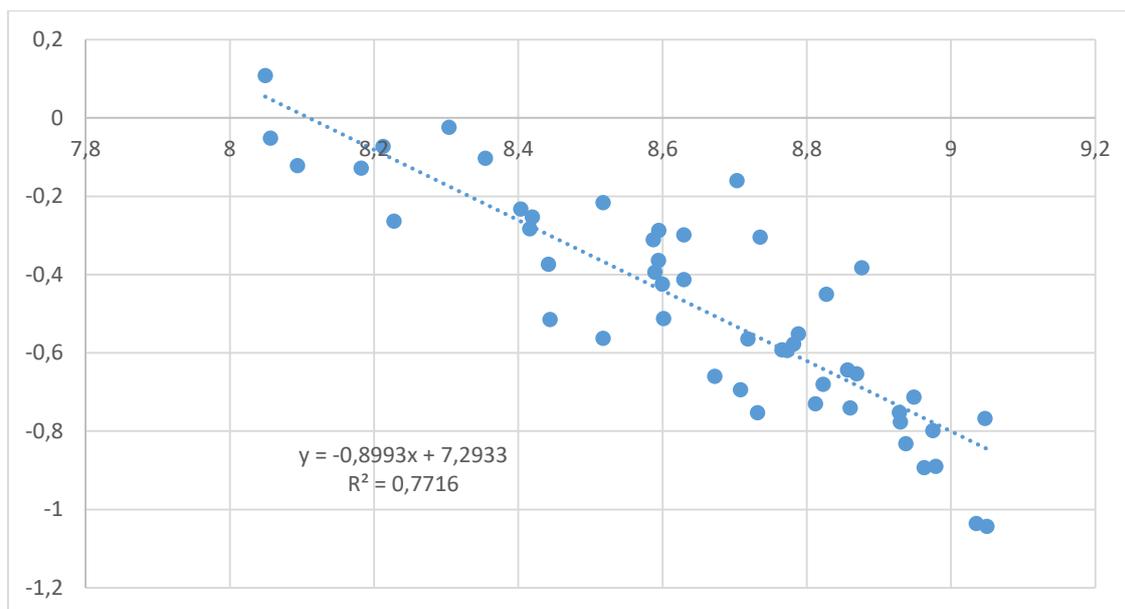
Se optó por introducir logaritmos en todos los métodos de convergencia, ya que corrigen errores de especificación.

Por otro lado, la variable que actúa como explicativa del modelo beta convergencia es el año base. Para obtenerla, se hace el logaritmo neperiano del año en base, es decir, del año 1988. La β que acompaña a esta variable es la que determina si existe o no convergencia.

En el análisis de la convergencia absoluta, se estima un modelo econométrico siguiendo la ecuación [3.1]. Esto es, a través de mínimos cuadrados ordinarios, siendo la variable endógena la tasa de crecimiento de los índices de siniestralidad y la independiente, el año base. Para completar el estudio se realiza en Excel un modelo de regresión, donde la recta se representa en un diagrama de dispersión. El fin es analizar si los índices de siniestralidad entre las provincias españolas se acercan, desde un punto de vista visual.

4.1.1 Accidentes con baja

Gráfica 4.1. Índice de accidentes en jornada de trabajo con baja. Análisis de la convergencia absoluta



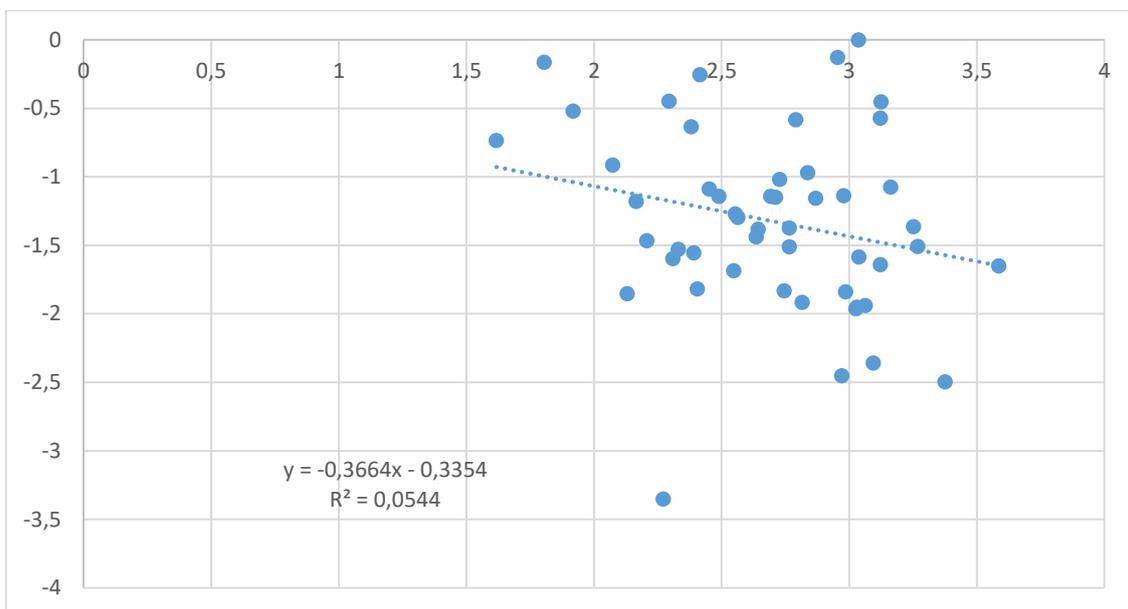
Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EAT.

La gráfica 4.1 muestra la correlación que existe, entre la tasa de crecimiento del índice de incidencia de accidentes en jornada de trabajo con baja y su año base, para el periodo 1988-2016. En el gráfico se presenta la ecuación de la recta de regresión y el valor del R^2 . Dicha información equivale a la estimación por MCO del modelo econométrico explicado anteriormente, por ser un modelo de regresión lineal simple. Así pues, el valor de la pendiente corresponde al coeficiente de ajuste, es decir, a la β .

En dicha gráfica se confirma la existencia de convergencia absoluta, entre las provincias españolas, por las siguientes razones: Para empezar, el coeficiente de ajuste es negativo, por lo que se observa una recta de regresión con tendencia decreciente. Esto significa que la relación entre la variable dependiente e independiente es inversa. También se confirma el acercamiento entre los índices de siniestralidad, ya que la variable independiente es significativa. La cercanía que existe entre los puntos lo demuestra. Otro dato importante es el coeficiente de determinación (R^2). En este modelo se obtiene un R^2 de 0,7716, es decir, con esta estimación se ha conseguido explicar la tasa de crecimiento del índice al 77,16% de su variabilidad. Se deduce que es un buen modelo, al ser el valor del R^2 mayor del 60%.

4.1.2 Accidentes mortales

Gráfica 4.2. Índice de accidentes en jornada de trabajo mortales. Análisis de la convergencia absoluta



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EAT.

La gráfica 4.2 refleja la misma información que la gráfica 4.1, pero para el índice de incidencia de accidentes mortales en jornada de trabajo. En este caso la velocidad de convergencia absoluta entre las provincias españolas es mucho más reducida, en comparación al índice de accidentes laborales con baja, debido a los siguientes resultados: El coeficiente de ajuste que se obtiene al estimar el modelo, es negativo. Sin embargo, el valor que toma es mucho más reducido. Por ello, la pendiente de la recta es sutilmente decreciente.

Otro dato importante es la dispersión que existe entre los puntos. La correlación entre ambas variables es débil y por tanto, la variable independiente no es tan significativa como en el caso anterior. Finalmente se observa que el R^2 es muy bajo, ya que toma un valor de 0,0544. No obstante, este resultado se puede justificar por la aleatoriedad que sufre este tipo de accidentes. A pesar de los resultados obtenidos, existe convergencia absoluta entre las provincias del país, para el índice de accidentes laborales con baja y mortales.

4.2 Análisis de la convergencia condicionada

Para analizar la convergencia condicionada de los índices de siniestralidad laboral, con baja y mortales, se añade a la expresión original de la β -convergencia absoluta la estructura sectorial y dummies regionales, como variables explicativas. No obstante, son muchos los factores que explican el mayor o menor número de accidentes acaecidos: temporalidad, contratos de ETT, antigüedad de los trabajadores, intensidad de las inspecciones en el lugar de trabajo, sistemas de prevención de riesgos...

En primer lugar, se calcula el peso que tiene cada sector económico en cada una de las provincias españolas, para captar las diferencias entre ellas, en cuanto al número de accidentes que soportan. Para evitar la Multicolinealidad, no se introducen en el modelo los cuatro sectores. Prescindimos del sector servicios de forma aleatoria.

En segundo lugar, se construyen variables ficticias regionales de forma manual, para recoger las diferencias administrativas que existen entre ellas. Esta variable cualitativa está formada por 17 modalidades, que equivalen a las 17 comunidades autónomas que hay en España. Toman valor uno las provincias que pertenecen a la CCAA en cuestión y cero, las que no pertenecen a dicha CCAA. Ejemplo:

$$\text{Andalucía} = \begin{cases} 1 & \text{si la provincia pertenece a Andalucía} \\ 0 & \text{si la provincia no pertenece a Andalucía} \end{cases}$$

Elegimos Cataluña como grupo de referencia. Para no caer en la “trampa de las variables ficticias”, se elimina dicha comunidad de nuestro modelo.

Para poder concluir si existe o no convergencia, se estiman tres modelos siguiendo la ecuación [3.2]: El modelo 1 está compuesto por la tasa de crecimiento de los índices, el año base [$\ln(1988)$] y la estructura sectorial (agricultura, construcción e industria). El modelo 2 está formado por la tasa de crecimiento de los índices, el año base [$\ln(1988)$] y las dummies regionales (Andalucía, Aragón, Asturias, Baleares, Canarias, Cantabria, Castilla-La Mancha, Castilla y León, Valencia, Extremadura, Galicia, Madrid, Murcia, Navarra, País Vasco y La Rioja). El modelo 3 está integrado por la tasa de crecimiento de los índices, el año base, los tres sectores económicos y las dieciséis comunidades autónomas.

Conviene aclarar que, en el análisis de la convergencia condicionada, se utiliza el dato que nos proporciona el p-valor para saber si la variable independiente es significativa. Los rangos de significación son los siguientes: entre 0% y 5% la variable es muy significativa, entre 6% y 10% es poco significativa y más del 10%, no es significativa.

4.2.1 Accidentes con baja

Tabla 4.1. Estimación del análisis de convergencia condicionada, para el índice de accidentes en jornada de trabajo con baja.

| | MODELO 1 | | MODELO 2 | | MODELO 3 | |
|--------------------------|---|---------|----------|---------|----------|---------|
| | β | P-Valor | β | P-Valor | β | P-Valor |
| <u>Ln(1988)</u> | -0.7928 | 0 | -0.9012 | 0 | -0.8533 | 0 |
| <u>Sector económico:</u> | <u>SECTOR DE REFERENCIA → SERVICIOS</u> | | | | | |
| Agricultura | 0.4750 | 0.1826 | | | 0.2178 | 0.5778 |
| Construcción | 2.9977 | 0.0192 | | | 2.7563 | 0.1048 |
| Industria | -0.4744 | 0.1363 | | | 0.1853 | 0.7496 |
| <u>CCAA:</u> | <u>COMUNIDAD DE REFERENCIA → CATALUÑA</u> | | | | | |
| Andalucía | | | 0.0597 | 0.4358 | 0.1374 | 0.1768 |
| Aragón | | | -0.0709 | 0.4280 | -0.0216 | 0.8262 |
| Asturias | | | -0.0298 | 0.8158 | 0.0277 | 0.8358 |
| Baleares | | | 0.2976 | 0.0251 | 0.2753 | 0.0586 |
| Canarias | | | 0.0124 | 0.8998 | 0.1078 | 0.4235 |
| Cantabria | | | -0.1636 | 0.2120 | -0.1006 | 0.4537 |
| Castilla-La Mancha | | | 0.1484 | 0.0721 | 0.1628 | 0.0528 |
| Castilla y León | | | -0.0508 | 0.5200 | -0.0320 | 0.6936 |
| Valencia | | | -0.1711 | 0.0565 | -0.1309 | 0.1546 |
| Extremadura | | | 0.0164 | 0.8869 | 0.0874 | 0.4957 |
| Galicia | | | -0.0590 | 0.5445 | 0.0066 | 0.9499 |
| Madrid | | | -0.2239 | 0.1038 | -0.1088 | 0.4718 |
| Murcia | | | -0.0480 | 0.7072 | -0.0054 | 0.9692 |
| Navarra | | | -0.0484 | 0.7052 | -0.0172 | 0.9035 |
| País Vasco | | | -0.0413 | 0.6363 | 0.0316 | 0.7632 |
| Rioja | | | 0.0067 | 0.9591 | 0.0699 | 0.6391 |
| R^2 | 0.8142 | | 0.8912 | | 0.9024 | |
| \bar{R}^2 | 0.7977 | | 0.8334 | | 0.8351 | |

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EAT y EPA.

La tabla 4.1 recoge las estimaciones de los modelos explicados anteriormente, para el caso del índice de incidencia de accidentes en jornada de trabajo con baja. La serie temporal abarca desde 1988 hasta 2016. Si se analiza la existencia de convergencia condicionada en cada uno de los modelos, obtenemos los siguientes resultados:

En el modelo 1, que está compuesto por el modelo original más el peso de los sectores económicos de cada provincia, existe convergencia. Esto ocurre porque el coeficiente de ajuste es negativo y significativo. En otras palabras, la relación entre la variable dependiente e independiente es inversa y el p-valor, toma un valor igual a cero. Con esta estimación se ha conseguido explicar la tasa de crecimiento al 81,42% de su variabilidad, lo que indica que es un buen ajuste.

El modelo 2 está formado por la tasa de crecimiento del índice, el año base y las dummies regionales. Se confirma la convergencia entre las provincias españolas, ya que el coeficiente de ajuste es negativo y hay significación. El R^2 toma un valor alto de 0,8912.

En el modelo 3, donde se introducen ambas variables auxiliares, hay presencia de convergencia para el índice de accidentes con baja. El coeficiente de ajuste es negativo y significativo. El R^2 de este modelo es del 0,9024, lo que indica que es un buen ajuste.

En los tres modelos existe convergencia condicionada para el índice de accidentes con baja. Si se establece una comparación entre los modelos que se utilizan para analizar la beta convergencia, se observa que el grado de esta no es igual en todos. La introducción de las variables ficticias regionales mejora un poco los resultados de convergencia, mientras que el peso de los sectores económicos los empeora. Es decir, el coeficiente de ajuste del modelo que incluye la variable sectorial, es menor que el del modelo original, y el coeficiente del modelo que está formado por las dummies regionales, es mayor que el del modelo que contiene las dos variables explicativas.

En general no se aprecian grandes diferencias regionales y sectoriales entre las provincias españolas. Solamente Baleares, Castilla-La Mancha y Valencia, son significativamente diferentes respecto a Cataluña, y el sector de la construcción respecto al sector servicios.

4.2.2 Accidentes mortales

La tabla 4.2 recoge las estimaciones de los tres modelos, para el índice de incidencia de accidentes en jornada de trabajo mortales. Los resultados que se obtienen, en términos de convergencia, son los siguientes:

El modelo 1, que es aquel en el que se añade el peso del sector económico de cada una de las provincias españolas, presenta un coeficiente de ajuste negativo y significativo. Esto indica que existe convergencia. El R^2 toma un valor de 0,2428, lo que indica que la tasa de crecimiento del índice solamente se explica al 24,28% de su variabilidad.

En el modelo 2, que es aquel en el que se añaden las dummies regionales, hay presencia de convergencia porque el coeficiente de ajuste es negativo y significativo. El R^2 de este modelo muestra un valor bajo, el 0,4803.

La estimación del modelo 3, que contiene el peso del sector económico y las dummies regionales, consigue explicar la variable dependiente al 62,77% de su variabilidad. Además, existe convergencia ya que el coeficiente de ajuste es negativo y significativo.

Tabla 4.2. Estimación del análisis de convergencia condicionada, para el índice de accidentes en jornada de trabajo mortales.

| | MODELO 1 | | MODELO 2 | | MODELO 3 | |
|--------------------------|------------------------------------|---------|----------|---------|----------|---------|
| | β | P-Valor | β | P-Valor | β | P-Valor |
| <u>Ln(1988)</u> | -0.4798 | 0.0459 | -0.5120 | 0.0408 | -0.4710 | 0.0539 |
| <u>Sector económico:</u> | SECTOR DE REFERENCIA → SERVICIOS | | | | | |
| Agricultura | 4.7986 | 0.0043 | | | 2.9348 | 0.1151 |
| Construcción | -0.9047 | 0.8771 | | | -9.7003 | 0.2291 |
| Industria | 0.8591 | 0.6140 | | | -6.1270 | 0.0280 |
| <u>CCAA:</u> | COMUNIDAD DE REFERENCIA → CATALUÑA | | | | | |
| Andalucía | | | 0.2496 | 0.4894 | -0.7391 | 0.1097 |
| Aragón | | | 0.2096 | 0.6401 | -0.1241 | 0.7758 |
| Asturias | | | -0.5999 | 0.3754 | -1.0603 | 0.1008 |
| Baleares | | | -0.5946 | 0.3714 | -0.8823 | 0.1793 |
| Canarias | | | -0.9403 | 0.0698 | -1.9772 | 0.0028 |
| Cantabria | | | -0.2325 | 0.7231 | -0.5449 | 0.3701 |
| Castilla-La Mancha | | | 0.4784 | 0.2281 | 0.1894 | 0.6006 |
| Castilla y León | | | 0.3599 | 0.3156 | 0.1518 | 0.6413 |
| Valencia | | | -0.1539 | 0.7290 | -0.1911 | 0.6447 |
| Extremadura | | | 0.4208 | 0.4101 | -0.5633 | 0.3056 |
| Galicia | | | 0.9133 | 0.0326 | 0.4978 | 0.2146 |
| Madrid | | | -0.1681 | 0.7971 | -0.8362 | 0.2121 |
| Murcia | | | 0.4067 | 0.5323 | -0.3928 | 0.5363 |
| Navarra | | | -0.1423 | 0.8278 | 0.2549 | 0.6865 |
| País Vasco | | | 0.0114 | 0.9797 | 0.2069 | 0.6628 |
| Rioja | | | 0.7126 | 0.2855 | 0.9508 | 0.1376 |
| R^2 | 0.2428 | | 0.4803 | | 0.6277 | |
| \bar{R}^2 | 0.1740 | | 0.1953 | | 0.3618 | |

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EAT y EPA.

La convergencia condicionada se confirma en los tres modelos analizados para el índice de accidentes mortales. Los resultados de convergencia se mejoran con la introducción de variables explicativas, en especial, con la inclusión de las dummies regionales. No obstante, en comparación con el índice de accidentes con baja, la velocidad de convergencia es mucho más reducida. Los coeficientes de ajustes son menores y además, poco significativos al tomar el p-valor valores próximos al 5%. También las

estimaciones que se obtienen en el caso de los accidentes mortales son peores, por lo que habría que tener en cuenta otros factores que no hemos entrado a analizar.

En general, tampoco se aprecian grandes diferencias regionales y sectoriales entre las provincias españolas. Solamente Canarias y Galicia son significativamente diferentes respecto a Cataluña. La agricultura es el único sector que es significativamente diferente al sector servicios, si se tienen en cuenta todos los modelos.

Como conclusión final existe convergencia condicionada entre las provincias del país, para el índice de accidentes laborales con baja y mortales. No obstante, en este caso la convergencia es menos clara y significativa.

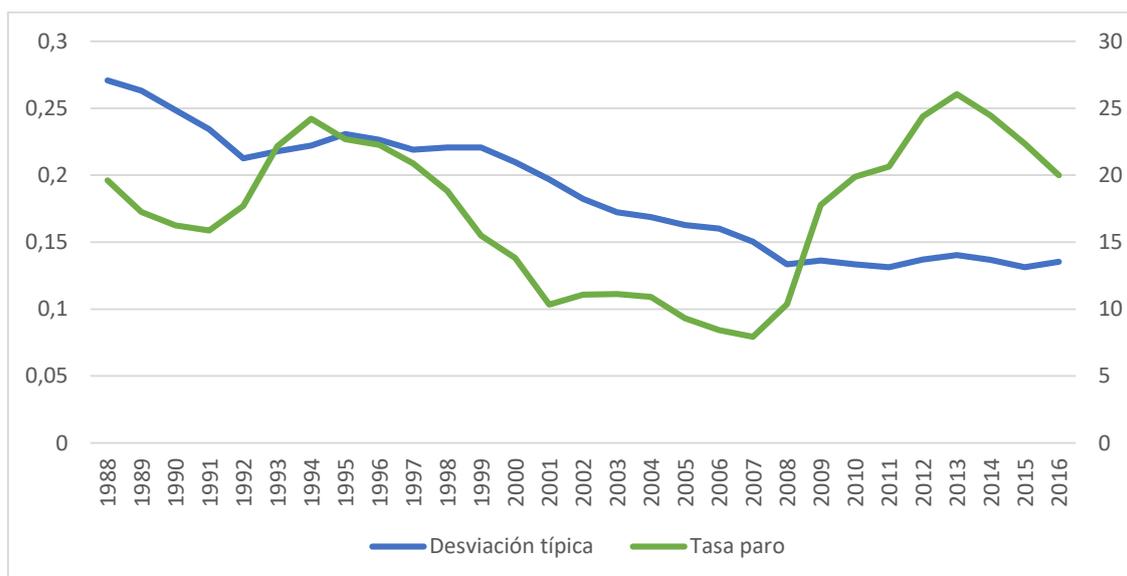
4.3 Análisis de la sigma convergencia

En último lugar se lleva a cabo el análisis de la sigma convergencia, para el índice de incidencia de accidentes laborales, con baja y mortales. Así pues, se calcula la desviación típica de las 50 provincias españolas para los distintos años de nuestro periodo, siguiendo la ecuación [3.3]. Dicha desviación se representa en un gráfico de líneas, a partir del cual se deduce si existe o no convergencia.

De forma adicional se introduce en el análisis la tasa de paro. Esta variable se añade para realizar un estudio de la sigma convergencia más detallado, ya que nos permite dividir la serie, 1988-2016, en función de la situación económica de España. Esto se debe a que una reducción de la tasa de paro indica que la economía es favorable, mientras que un aumento de la tasa apunta al estancamiento económico.

4.3.1 Accidentes con baja

Gráfica 4.3. Índice de accidentes en jornada de trabajo con baja. Análisis de la sigma convergencia.



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EAT y EPA

La gráfica 4.3 muestra la evolución de la desviación típica para el caso del índice de incidencia de accidentes en jornada de trabajo, con baja, durante el periodo 1988-2016. En ella también se refleja el comportamiento que tiene la tasa de paro en España.

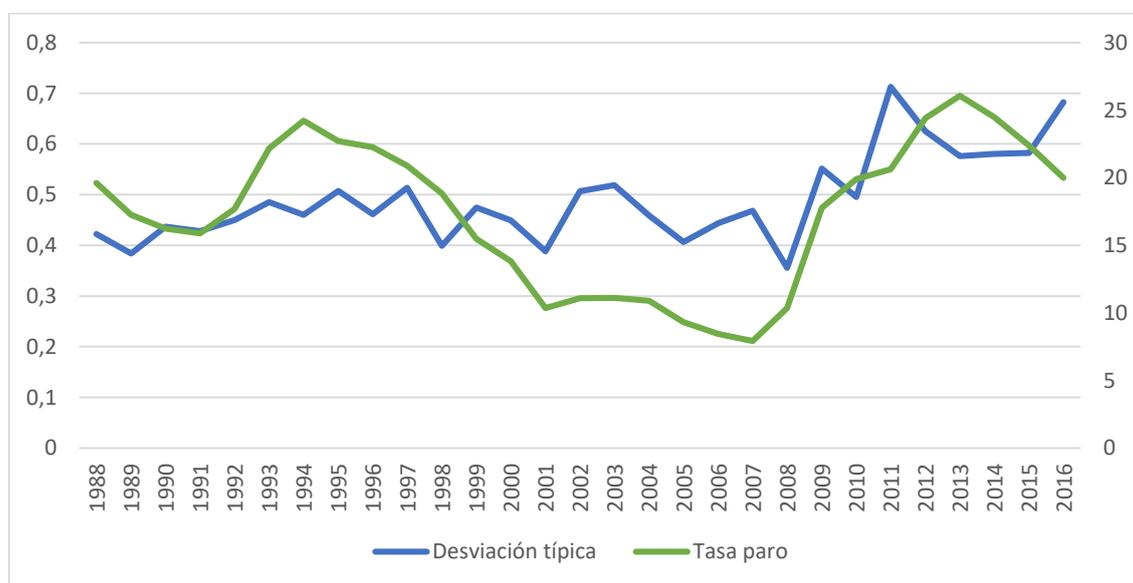
Si se considera la serie temporal completa, es decir, desde el año 1988 hasta el año 2016, se observa que la desviación típica del índice de accidentes laborales tiene una tendencia decreciente. En el primer año de la serie la desviación toma un valor de 0,27, mientras que en el último año, se observa un valor mucho más reducido de 0,14. Este hecho implica que existe sigma convergencia entre las provincias españolas, durante el periodo 1988-2016.

Si dividimos la serie temporal en función de la situación económica de España, se identifica que en algunos tramos hay convergencia del tipo sigma y en otros no. Durante las etapas de crecimiento económico (1988-1991 y 1994-2007), la tendencia de la desviación típica es decreciente, por lo que se afirma la existencia de convergencia.

Durante las etapas recesivas (1992-1993 y 2008-2012), se observa un ligero incremento de la desviación, lo que implica que el índice entre las provincias se aleja relativamente. No obstante, durante la última crisis económica, la desviación típica es más bien plana. Esto puede deberse a la fuerte caída que sufre el sector de la construcción. A partir de 2012 comienza una nueva fase de expansión, debido al aumento de la actividad económica. Como consecuencia, el índice de siniestralidad entre las provincias converge, pero a una velocidad muy lenta. En resumen, la situación económica del país tiene consecuencias sobre el grado de convergencia del índice de accidentes laborales con baja.

4.3.2 Accidentes mortales

Gráfica 4.4. Índice de accidentes en jornada de trabajo mortales. Análisis de la sigma convergencia.



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EAT y EPA.

La gráfica 4.4 refleja la misma información que la gráfica 4.3, pero para el índice de incidencia de accidentes en jornada de trabajo mortales. Es importante destacar, que la desviación típica ha sido manipulada a partir del año 2010. Eso se debe a que hay periodos en los que el índice de mortales toma un valor de cero, y el logaritmo neperiano de cero es un número infinito. Por tanto en estos casos, el valor del índice se elimina.

CAPÍTULO 4

Si se analiza la serie temporal completa, se observa que no existe sigma convergencia entre las provincias españolas durante el periodo 1988-2016. Esto se debe a que la desviación típica al principio de la serie, es menor (0,42) que al final (0,68). Por lo comentado anteriormente, este resultado puede ser erróneo.

En este caso no merece la pena dividir la serie temporal en periodos de crecimiento y crisis económica, ya que, como se explicó en ocasiones anteriores, el número de accidentes mortales es aleatorio. La desviación típica no sigue ningún orden y por tanto, la convergencia o divergencia del índice de siniestralidad, no viene explicada por la situación económica del país.

En resumen, solo existe sigma convergencia entre las provincias españolas para el índice de accidentes laborales con baja.

CONCLUSIÓN

La siniestralidad laboral es el tema central que aborda este estudio, debido a la creciente y merecida relevancia que se ha dado a este suceso en los últimos años. En concreto, en el presente Trabajo Fin de Grado se analiza la convergencia de los índices de incidencia de accidentes en jornada de trabajo, con baja y mortales, para las diferentes provincias españolas durante el periodo 1988-2016.

El trabajo comienza con un estudio descriptivo de los índices de siniestralidad laboral, del que se obtiene información significativa suficiente para el posterior análisis empírico. Por un lado, se muestra que el índice que representa los accidentes con baja sigue un comportamiento procíclico. Además, dicho índice no evoluciona de forma similar en las distintas provincias españolas, por múltiples factores de los cuales algunos se analizan en este estudio. Por otra parte, el análisis del índice de mortales se hace de forma menos detallada, al no ser los datos tan concluyentes, debido a su aleatoriedad. No obstante, es evidente que el índice de accidentes mortales en jornada de trabajo, sigue una tendencia decreciente en España. Por último se puede afirmar, que las zonas donde se concentran más accidentes con baja, por cada cien mil trabajadores expuestos al riesgo, no son siempre las mismas donde se concentran los accidentes mortales. Aun así, existe una estrecha relación entre el número de accidentes acaecidos y la estructura sectorial de cada provincia.

Acto seguido se lleva a cabo el análisis empírico, para concluir si existe o no convergencia en los índices de siniestralidad laboral. Los métodos utilizados son la beta convergencia (β -convergencia absoluta y β -convergencia condicionada) y la sigma convergencia.

En el caso del índice de accidentes laborales con baja, se confirma la existencia de convergencia en los tres métodos estudiados. Con la técnica de la beta, la velocidad de convergencia aumenta cuando se tienen en cuenta los aspectos institucionales. También el modelo original produce buenos resultados. Sin embargo, los resultados empeoran cuando se incluye en el estudio la estructura sectorial. Por otra parte, gracias al método de la sigma convergencia, se puede dividir la serie temporal en función de la situación económica del país. Así pues, se deduce, que en épocas de crecimiento, los índices de siniestralidad entre las provincias se acercan y durante la crisis, se alejan levemente.

Para el supuesto del índice de accidentes laborales mortales, se confirma la convergencia del tipo beta, pero no del tipo sigma. Si nos centramos en la beta convergencia, los resultados mejoran cuando se añaden al modelo las variables explicativas. Por el contrario, no se puede afirmar la existencia de convergencia del tipo sigma. Este resultado no es erróneo, ya que como se explicaba en el capítulo 3, puede existir beta convergencia sin necesidad de que exista sigma convergencia. De las razones mencionadas se desprende, que los resultados de convergencia que se obtienen para el índice de accidentes mortales son siempre peores, que los obtenidos para el índice de accidentes con baja.

En resumen, este estudio revela, que las provincias que tienen un índice de siniestralidad laboral elevado, tienden a confluir hacia las provincias que tienen un índice más pequeño para el periodo 1988-2016, excepto cuando se analiza el método de la sigma convergencia, para el caso del índice de incidencia de accidentes mortales.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Amuedo-Dorantes, C. (2002). Work safety in the context of temporary employment: the Spanish experience. *ILR Review*, 55(2), 262-285.

Avilés, A., Amian, C. G., & Torres, J. L. (1996). *La convergencia real de Andalucía: Un análisis de cointegración del mercado de trabajo*. Departamento de Teoría e Historia Económica, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad.

Bande, R., & López-Moureló, E. (2014). The spatial distribution of workplace accidents in Spain: assessing the role of workplace inspections.

Benavides, F. G., Ahonen, E. Q., & Bosch, C. (2008). Riesgo de lesión por accidente laboral en trabajadores extranjeros (España, 2003 y 2004). *Gaceta Sanitaria*, 22(1), 44-47.

Boone, J., & van Ours, J. (2002). Cyclical fluctuations in workplace accidents.

Boone, J., van Ours, J. C., Wuellrich, J. P., & Zweimüller, J. (2011). Recessions are bad for workplace safety. *Journal of health economics*, 30(4), 764-773.

Butler, R. J., & Worrall, J. D. (1991). Claims reporting and risk bearing moral hazard in workers' compensation. *Journal of Risk and Insurance*, 191-204.

Chelius, J. R. (1982). The influence of workers' compensation on safety incentives. *ILR Review*, 35(2), 235-242.

Dolado, J. J., González-Páramo, J. M., & Roldán, J. M. (1994). Convergencia económica entre las provincias españolas: evidencia empírica.

García, I., & Montuenga, V. (2004). Determinantes de la siniestralidad laboral en España. *Zaragoza: Fundación Economía Aragonesa. Consultado el, 18*.

Gómez-Mejía, L. R.; Balkin, D. B. y Cardy, R. L. (2008). *Gestión de Recursos Humanos*, Prentice Hall, Madrid, 5ª edición.

Herrero, H. C., Martín-Román, Á., & 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.

INE: Metodología de la Encuesta de Población Activa (2005)
<http://www.ine.es/inebaseDYN/epa30308/docs/resumetepa.pdf> (Consulta: 29 de abril de 2018).

INE: Nota de prensa 24 de abril de 2014
<http://www.ine.es/prensa/np839.pdf> (Consulta: 29 de abril de 2018)

Martín-Román, Á. (2006). Siniestralidad laboral y ciclo económico: ¿Una relación meramente estadística o un fenómeno real? *Revista del Ministerio de Trabajo e Inmigración*, 61, 157-174.

Martín-Román, Á., & Moral de Blas, A. (2008). Estimación de la evolución de un índice de los "verdaderos" riesgos laborales no sesgado por la composición ocupacional: una aplicación para las regiones españolas. *Revista del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales*, (71), 169-195.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Martín-Román, Á., Moral de Blas, A., & Martín-Román, J. (2009). Efectos de la inspección de trabajo sobre la siniestralidad laboral. *XXXV Reunión de Estudios Regionales*. Valencia.

Ministerio de Empleo y Seguridad Social: Informe metodológico estandarizado (EAT) http://www.empleo.gob.es/estadisticas/eat/Informe_Metodologico_Estadarizado_ATR.pdf (Consulta: 29 de abril de 2018).

Moral de Blas, A. (2003). *Un análisis de la convergencia de las tasas de paro regionales en España: 1977–2000* (Doctoral dissertation, Tesis de doctorado. Universidad de Valladolid).

OO, C. (2004). Aproximación a los costes de la siniestralidad laboral en España. *Informe de la Secretaria Confederal de Medio Ambiente y Salud Laboral*.

Roselló, V. C. (2003). Siniestralidad laboral. *Revista de treball, economia i societat*, (30), 13-21.

Villaverde, J., & Sánchez-Robles, B. (1998). Disparidades provinciales y clubes de convergencia en España. *Revista de Estudios Regionales*, 52, 177-199.

Yáñez, C. P., & Manzano, B. D. (1998). Accidentes laborales en España: la importancia de la temporalidad. *Documentación laboral*, (55), 37-59.