

Historia natural y factores determinantes de la duración de las incapacidades temporales por contingencia común en trabajadores afiliados a la Seguridad Social

Isabel Torá Rocamora

TESI DOCTORAL UPF / 2013

DIRECTORS DE LA TESI

Dr. José Miguel Martínez, (Centro de Investigación en Salud Laboral, Departament de Ciències Experimentals i de la Salut, Universitat Pompeu Fabra)

Dr. George Delclos, (Centro de Investigación en Salud Laboral, Departament de Ciències Experimentals i de la Salut, Universitat Pompeu Fabra. Division of Epidemiology, Human Genetics & Environmental Sciences, The University of Texas School of Public Health)

Dr. David Gimeno, (Centro de Investigación en Salud Laboral, Departament de Ciències Experimentals i de la Salut, Universitat Pompeu Fabra. Division of Epidemiology, Human Genetics & Environmental Sciences, The University of Texas School of Public Health)

DEPARTAMENT DE CIÈNCIES EXPERIMENTALS I DE LA SALUT



**Universitat
Pompeu Fabra**
Barcelona



*A mi sobrina Atinara
Y mis sobrinos Ángel y Cristian,
A mis herman@s y cuñad@s,
A mi madre y a mi padre,
Por su ayuda, comprensión,
Y infinito amor,*

*A toda mi gran familia,
A todos mis amig@s,*

*Quienes han estado
Siempre tan cerca
En la distancia,*

Gracias.

AGRADECIMIENTOS

“Cada persona que pasa por nuestra vida es única.
Siempre deja un poco de sí y se lleva un poco de nosotros.
Habrá los que se llevarán mucho,
pero no habrá de los que no nos dejarán nada.
Esta es la prueba evidente de que dos almas no se encuentran por casualidad”
(Jorge Luis Borges)

Una vez finalizada mi tesis doctoral, ahora debo enfrentarme a este capítulo de agradecimientos, no menos complicado que todos los demás! Debo retroceder cuatro años y medio para darme cuenta de que mi vida cambió por completo, no iba buscando nada en especial y quizá, si hubiera pensado o sabido lo que me esperaba y a todas las carencias y problemas a los que me enfrentaría, jamás lo hubiera intentado, no obstante con el paso del tiempo se aprende que la superación es la clave del éxito, y aquí está, superado!!!

En primer lugar deseo expresar mis agradecimientos a mis directores de tesis José Miguel Martínez, Jordi Delclos y David Gimeno, por su buena disposición y asesoramiento durante el desarrollo de esta tesis, por haber confiado en mí y en el proyecto de investigación de esta tesis doctoral. Vosotros me habéis guiado estos años en mi formación, no solo académica sino como persona, gracias por darme la oportunidad de ver las cosas desde tan diferentes puntos de vista... Gracias a vosotros esta tesis doctoral ha sido muy productiva en todos los sentidos! Me habéis ayudado a ver que las cosas no son tan fáciles, que no siempre los resultados son tan inmediatos, y que es muy difícil saber cuál es el camino que lleva a la puerta donde están todas las soluciones... Gracias por vuestra confianza y paciencia.

Debo agradecer también a todas aquellas personas que han estado a mi lado apoyándome desde mi comienzo en CiSAL, en septiembre de 2008, hasta el momento.

Gracias a Fernando G Benavides por haberme dado la oportunidad de trabajar con él y por seguir ayudándome cuando lo necesito. Gracias por tus propuestas, ideas y opiniones, por tus valiosas e interesantes aportaciones, por tu confianza y apoyo continuo, y sobre todo por todas las contribuciones profesionales aportadas.

A mi director de tesis David Gimeno. Llegaste en la última etapa de mi formación pero en la más importante como es mi tesis doctoral, me has brindado tu ayuda y colaboración. Gracias por todas las valiosas y profesionales aportaciones que has dado a este proyecto.

A mi director de tesinas de máster y de tesis doctoral Jordi Delclós. Gracias por el enorme sacrificio que has realizado en pos de mis ideales de crecimiento y desarrollo profesional y personal. Gracias por todas las contribuciones profesionales tan valiosas, por la rapidez con la que has sabido manejarlo todo en cada momento y haciéndolo siempre tan adecuadamente. Y gracias también por dejarme compartir contigo la dirección de la tesina de máster de Nathalia Ocampo lo cual me aportó más conocimiento.

A Jordi y Conchita, y a David y Dritana, gracias por vuestra generosidad al acogerme en vuestra casa y por haberme hecho sentir un miembro más de vuestra familia, y gracias por haberme dado la oportunidad de vivir una experiencia tan enriquecedora como es hacer una estancia en otro país tan lejano al mío! Gracias Jordi, por hacer que toda la gestión de la estancia estuviera a punto y a tiempo al día de mi partida de Barcelona hacia Texas.

Agradecerte a ti José Miguel, mi director de tesinas y de tesis doctoral. Gracias por tus valiosas y profesionales contribuciones que me has ido dando a lo largo de estos años. Gracias por la confianza puesta en mi desde que empecé en CiSAL, gracias por creer que era una persona muy valiosa para realizar este proyecto de investigación, así como por saberme animar en los momentos en los que los resultados no acompañaban, poniendo inmensas dosis de positivismo encima de mi carácter que tira siempre a lo negativo. Gracias por hacerlo todo tan fácil, exagerar los aciertos y minimizar los fallos, por todos unos cuatro años y medio de compañía infalible, y por cuidar de mi cada día como si de una hermana se tratara. Gracias a ti también Mar, por tu apoyo incondicional, porque sé que también te has preocupado por mí, y también pedirte perdón a ti y a Adrià por todas esas horas de compañía que os he robado de José Miguel por tenerlo ocupado con mi trabajo. Gracias sobre todo José Miguel porque después de todos estos años aún sigues apostando por mí en este mundo de la investigación. Siempre te lo digo y lo seguiré diciendo, nunca tendré forma de agradecerte todo lo que has hecho por mí, mil gracias!!!

Agradezco a Constança Alberti, Josefina Jardí y Rafael Manzanera del Institut Català d'Avaluacions Mèdiques i Sanitàries (ICAMS) de manera especial, quienes impulsaron y patrocinaron mis estudios, y financiaron desde el comienzo este proyecto. Gracias por vuestra contribución y aportaciones, así como por vuestro constante apoyo que he recibido durante todo este proceso.

Graicas a Consol Serra por su contribución como coautora en uno de mis primeros artículos científicos realizados en CiSAL sobre ese mundo de la incapacidad temporal en el que yo comenzaba a adentrarme.

A Ramón Clèries y Aurelio Tobías, gracias por vuestro apoyo, valiosos consejos y aportaciones profesionales cuando tuve que abordar el análisis de la gripe A(H1N1), gracias por vuestra ayuda desinteresada, buena disposición y contribuciones metodológicas.

I am especially grateful to Yutaka Yasui for his support before and during my thesis, my thanks for all his important intellectual and professional statistical contributions, for critically reviewing my work and providing insightful comments. Thank you very much for your kindness and constant availability for giving me methodological support.

A CiSAL por acogerme en su centro de investigación y ayudarme con tanto cariño, por enseñarme ciencia y mundo, y por compartir mi trabajo y crecimiento personal.

A todos y cada uno de los compañeros que a lo largo de estos años han pasado por nuestro grupo de investigación, ya que todos ellos han aportado algo importante en mi vida. Muchas gracias a todos mis compañeros de CiSAL con los que he compartido en estos últimos cuatro años y medio la mayor parte de mi tiempo, a los que nunca me habéis negado vuestra ayuda cuando la he necesitado, fueran cuales fueran las circunstancias. Como olvidar los maravillosos momentos de la hora de la comida, los picapica de las celebraciones, y esas salidas esporádicas a comer o a cenar con algunos de los que habéis estado o estáis por aquí! Quiero dar las gracias a todas las personas que hacéis que cada día sonría, a aquellas personas que me habéis ayudado en los tiempos más difíciles y a todas las personas que habéis confiado en mí.

Del mismo modo, también me gustaría agradecerle a ti Sergio todas las aportaciones científicas, siempre ayudando cuando surgía cualquier problema técnico, y también en lo no tan científico, es decir a nivel personal, gracias por las aportaciones durante estos años siempre haciéndome ver que las cosas nunca son tan malas como yo las creo,

gracias por la ayuda proporcionada por ti, Betina y mi *sobrino* Enzo, al que estaré esperando cada verano para pasar las vacaciones en Alicante!!!

El meu agraïment sincer i emocionat per a la Marta i la Cris, les meues estimades companyes de feina en els meus inicis al CiSAL. Gràcies pel vostre suport i l'ajuda per poder començar a realitzar els meus somnis, i sobretot per veure la realitat tal i com jo la volia veure, per ser tan paregudes a mi i fer-me sentir tan be i tan verdadera!

Coco y Montse, y las dos *niñas* Mar y Estela, juntas habéis pasado por distintos momentos clave de mi vida, y a pesar de que a veces ha sido difícil mantener el contacto, lo importante es que al final siempre encontramos tiempo para un largo *café-merienda-cena*, gracias por estar ahí siempre y por haberme dicho siempre lo que pensabais aunque no fuera lo que yo deseaba oír! Y también al papa de las *niñas*, Javier, con el que tantas coincidencias he tenido quizás por el hecho de proceder de tierras alicantinas tan cercanas, o simplemente por alguna casualidad de la vida! Gracias por unirme también en esas largas tardes de cafés, y por esas sabias palabras que hemos intercambiado dentro y fuera del PRBB, por ese soporte mutuo de charlas y convicciones que el uno al otro nos hemos dado. Y sobre todo muchas gracias Javier por dejarme formar parte de tu vida junto a tu familia, en Barcelona o en San Juan, no importa donde estéis siempre encontraré el tiempo para estar con vosotros!

Dinorita!!! Contigo he compartido muchísimas cosas, tanto dentro como fuera de CiSAL. Tú has sido la alegría del grupo durante dos largos años, y para mí, una de las personas clave en los últimos cuatro años y medio de este viaje a Barcelona. Gracias por ser mi compañera y amiga, por las horas y horas de trabajo y comidas compartidas tanto en jornada laboral como en los fines de semana en el PRBB, y sobre todo gracias por ser como eres!!!

Sin lugar a duda, viajar sola a un lugar desconocido y sentirte como en casa no tiene precio! Gracias Javier, Coco, Montse Vergara, Sergio, Betina, José Miguel, Dinora, y tantos otros compañer@s de trabajo y amig@s que he podido ir recolectando por este mundo a lo largo de mi estancia en Barcelona, por enseñarme su vida, por ofrecerme su casa y mostrarme generosamente lo mejor de ellos. Gracias por vuestro cariño y apoyo incondicional, y ante todo por vuestra gran ayuda en los momentos difíciles.

Gracias a todos mis compañeros del Máster de Salud Laboral, donde me inicié en este mundo desconocido, gracias a l@s diez médic@s por hacerme partícipe como un@

médic@ más, y gracias a Maite Sampere, por compartir conmigo esos duros momentos de entregables y por estar ahí en todo momento preocupándote y apoyándome sobre todo en el final de la tesis, el momento más crítico!

Gracias también a todos mis amig@s y compañer@s del Máster de Salud Pública, y muy especialmente gracias a Aida, Óscar y Loli, gracias a todos por estar o haber estado en algún momento a mi lado. Y sobre todo a ti Vane, no importa dónde esté yo, Alicante o Barcelona, sé que puedo contar contigo para lo que haga falta, gracias por tu ayuda en todo momento y por tu inestimable amistad, y enhorabuena por ese bebe que está a punto de nacer, sino es que ya lo ha hecho!

Hago extensivo mi agradecimiento a todas aquellas personas de Hondón que de una u otra forma, habéis estado a mi lado durante este tiempo y sin las cuales no hubiera sido posible encontrarme en estos momentos escribiendo estas palabras. A todos mis amig@s de Hondón, que a pesar de la distancia me han acompañado en los momentos más difíciles. Gracias a mi grupo de amigas de toda la vida (y como no, también a sus parejas...), no sé si atreverme a poner cómo nos llamábamos... en su día éramos las *MARPULIPHIES* jejeje, gracias por hacerme un hueco cada vez que he estado por Hondón, y por no haberos olvidado de mí aún teniendo cientos de kilómetros de distancia, y sin tener aún wasap, jajaja algún día... Y a mi otro grupo de amig@s y todos los peques, gracias por esas cenas en la Font, por esas cervezas en el Caño, por las comidas en el Bayón, en Novelda en casa de Reme, y por todas otras muchas salidas que he podido hacer con vosotros y si no he estado allí, me habéis llevado con vosotros a través de Skype! Gracias a tod@s por no dejar que me sintiera sola.

Gracias a la Unión Musical de Hondón de las Nieves y a todos sus componentes (músicos, director, directiva, etc), "*mi banda*", gracias por hacerme partícipe de ella aún estando a 600 kilómetros de distancia, gracias por dejarme formar parte como un músico más cuando no he podido estar ahí en todo momento. Y sobre todo, gracias por componer la partitura que pone música a mi vida, gracias *banda!!!*

Para acabar, la parte más importante *mi familia!!!* Debo agradecer profundamente a la casualidad que la vida me dio por haberme puesto en un hogar maravilloso al nacer. Sin el apoyo en todo momento de mi grandísima familia, no hubiera conseguido nada de lo que tengo.

Gracias a mi madre y a mi padre, a mis herman@s y cuñad@s, por transmitirme cada día el valor del esfuerzo y su entusiasmo en mí. Creo que nunca les he dicho, pero desde bien pequeña han estado todos a mi lado y principalmente soy quien soy y he llegado hasta aquí gracias al constante soporte de todos ell@s. Gracias a mi sobrina Ainara y mis sobrinos Ángel y Cristian por todo lo que me han dado y me siguen dando aún sin ell@s saberlo! Gracias Melero, Mar y Mari Nieves por estar siempre ahí. Estefanía, Ángel, Miriam y Emilio José, mama y papa, gracias por haberme dado todo lo que habéis podido y mucho más!

Gracias a ellos y a toda esa familia tan grande y tan valiosa que tengo!!! Es difícil imaginar cómo sería el día a día sin su comprensión, su intenso apoyo y su enorme amor. Gracias por compartir y dedicar días conmigo y por darme todo el aliento que necesitaba para continuar, y sobre todo, a todos, perdón, perdón por el abandono y no dedicar la atención que merecéis durante todas esas horas que he dedicado a este trabajo. Gracias a tod@s mis ti@s y prim@s!!!

También quiero tener una mención especial y mi recuerdo a mi tía Dolores y mi tío Paquito, os fuisteis terminando este proyecto, pero estoy segura que allá donde estéis lo veréis finalizado.

Gracias a todas aquellas personas que de una u otra forma han contribuido con sus ideas, aportaciones y apoyos en mi formación como investigadora y como persona, a todas las personas que habéis estado en los momentos de duda y reflexión, a las que me habéis alegrado con tan buen humor y con charlas filosóficas tan interesantes.

Muchas gracias a tod@s!!!

RESUMEN

RESUMEN

Objetivos: Esta tesis plantea tres objetivos diferenciados pero relacionados entre sí con el estudio de la incapacidad temporal por contingencia común (ITcc). En primer lugar, se examina la variabilidad geográfica de la duración de la ITcc entre comarcas de Cataluña para episodios de ITcc en general. En segundo lugar, esta misma variabilidad se examina para dos patologías frecuentes, trastornos musculoesqueléticos (TME) y trastornos mentales. También se estudian factores individuales y/o contextuales que podrían explicar la variabilidad observada. En tercer lugar, esta tesis propone un modelo de fragilidad condicional basado en un enfoque Poisson para analizar la duración de la ITcc (u otro evento de interés) en presencia de eventos repetidos para un mismo individuo, y se muestra la utilidad del modelo para analizar dicha duración en grandes bases de datos.

Métodos: Para los dos primeros objetivos, se analizaron todos los primeros episodios de ITcc finalizados en el año 2007 y 2010. Se examinaron factores individuales (sexo, edad, diagnóstico, entidad gestora del episodio, régimen de afiliación a la Seguridad Social y rama de actividad económica) junto a factores contextuales relacionados con recursos sanitarios (número de áreas básicas de salud) y socioeconómicos (cuota de mercado y tasa de desempleo). Se utilizaron modelos de regresión multinivel de riesgos proporcionales con episodios anidados en comarcas. Para estudiar la variabilidad geográfica de la duración de la ITcc se calcularon el *median hazard ratio*, el *interquartile hazard ratio* y el cambio proporcional de la varianza. Para el tercer objetivo, se utilizaron los episodios de ITcc finalizados en el año 2007 por trastorno mental y por neoplasia. A partir de estos datos, se comparó empíricamente el modelo de fragilidad condicional (CFM) y el enfoque propuesto basado en un modelo de fragilidad condicional Poisson (CFPM).

Resultados: La variabilidad geográfica en la duración de la ITcc en comarcas de Cataluña fue pequeña aunque estadísticamente significativa. Este patrón se observó, tanto en hombres y mujeres, ambos años estudiados y para la ITcc en general y específicamente para los TME y trastornos mentales. La variabilidad geográfica disminuyó principalmente con los factores de nivel individual analizados, quedando aún sin explicar una pequeña parte de dicha variabilidad al ajustar por factores

individuales y contextuales. La reducción de la variabilidad geográfica fue mayor en el año 2010, y durante este mismo año para los hombres con TME y las mujeres con trastorno mental. La comparación empírica de los modelos mostró que los resultados del CFPM fueron muy similares a los del CFM, pero el tiempo computacional que utilizó el CFPM fue considerablemente menor que el usado por el CFM.

Conclusión: La variabilidad geográfica de la duración de la ITcc fue pequeña aunque estadísticamente significativa, con mayores diferencias encontradas en el año 2010. La parte de variabilidad que no fue explicada después de ajustar por los factores individuales y contextuales podría ser debida a otros factores no analizados, la confusión residual o a ambos. Por ejemplo factores individuales como la clase social o las creencias y aptitudes frente a una situación de ITcc. También factores contextuales laborales como las características del mercado laboral o las condiciones de trabajo y empleo, factores relacionados con el sistema sanitario y la variabilidad de la práctica médica como el nivel de recursos o las variaciones en los patrones de práctica, y otros factores económicos y demográficos como los ciclos económicos o las áreas rurales/urbanas. El conocimiento de los factores asociados a la variabilidad geográfica de la duración de la ITcc es requisito previo, y puede ser útil, para planificar programas e intervenciones para mejorar la gestión de los episodios de ITcc. Por otra parte, el CFPM es una alternativa de utilidad al CFM en el análisis de supervivencia con episodios repetidos, especialmente con grandes bases de datos tales como las que pueden existir en el análisis de la ITcc.

Palabras clave: Incapacidad temporal por contingencia común, factores individuales, factores contextuales, trastornos musculoesqueléticos, trastornos mentales, neoplasias, diseño multinivel, análisis de supervivencia, modelo de fragilidad condicional, modelo Poisson

ABSTRACT

ABSTRACT

Objectives: This thesis has three different but related objectives for the study of sickness absence (SA) episodes. First, the geographical variability of SA duration between *comarcas* of Catalonia was examined for overall SA. Secondly, this same variability was examined for two common pathologies, musculoskeletal (MSDs) and mental health disorders. We also examined individual and contextual factors that might explain the observed variability. Thirdly, this thesis proposes using a conditional frailty model based on a Poisson approach for analyzing SA duration (or other event of interest) in the presence of repeated events in the same individual, and demonstrates the usefulness of such a model to analyze large datasets.

Methods: For the first two objectives, all first SA episodes ending in 2007 and 2010 were analyzed. Both individual factors (sex, age, diagnosis, entity managing the sick leave, employment status, and economic activity branch) and contextual factors related to health resources (number of basic health areas) and socioeconomic indicators (market share and unemployment rate) were examined. Multilevel proportional hazard regression models with episodes nested in *comarcas* were used. To study the geographical variability of the SA duration the median hazard ratio, the interquartile hazard ratio, and the proportional change of variance were calculated. For the third objective, SA episodes ending in 2007, caused by mental health disorders and neoplasms were used. From these data, the conditional frailty model (CFM) and a novel approach based on a conditional frailty Poisson model (CFPM) were compared empirically.

Results: Geographical variability in SA duration by *comarcas* of Catalonia was small but statistically significant. This pattern was observed in both men and women, both years studied and for SA in general and specifically for MSDs and mental health disorders. The geographic variability mainly decreased when individual level factors were incorporated, but a small proportion of the variability remained, even after adjustment for both individual and contextual factors. The reduction in geographical variability was greater in 2010, both for men with MSDs and women with mental health disorders. The empirical comparison of the models showed that the results of the

CFPM were similar to the results of the CFM, but that the time used in computing the CFPM was considerably shorter than that for the CFM.

Conclusion: Geographical variability of SA duration was small but statistically significant, with greater differences in the year 2010. The unexplained variability that remained after adjusting for both individual and contextual-level variables could be due to unmeasured variables, residual confounding, or both. For example, individual factors such as social class or beliefs and skills to a situation of SA. Also contextual factors such as labor market or working or employment conditions, factors related with the health system and the variability of medical practice such as the level of resources or changes in practice patterns, and other economic and demographic factors such as business cycles or rural/urban areas. Knowledge of the factors associated with the geographical variability of SA duration is prerequisite to, and likely to be useful for, planning programs and interventions to improve case management in SA. Moreover, the CFPM is a useful alternative to the CFM in survival analysis with repeated episodes, especially when faced with large datasets such as those that may exist for sickness absence.

Key words: sickness absence, individual factors, contextual factors, musculoskeletal disorders, mental health disorders, neoplasms, multilevel design, survival analysis, conditional frailty model, Poisson regression

PRÓLOGO

PRÓLOGO

Esta tesis doctoral está basada en el estudio de los factores determinantes de la duración de la incapacidad temporal por contingencia común (ITcc). El estudio de la ITcc ha sido llevado a cabo durante los últimos 20 años por investigadoras e investigadores del Centro de Investigación de Salud Laboral (CiSAL) de la Universitat Pompeu Fabra. CiSAL es un centro reconocido como grupo de investigación (desde 1998) por la Universitat Pompeu Fabra, por la Generalitat de Catalunya (desde 2002) y por el Instituto de Salud Carlos III (CIBER de Epidemiología y Salud Pública) (desde 2008). Recientemente, también ha sido reconocido como Centro Específico de Investigación (CER) (desde 2011) por la Universitat Pompeu Fabra, y por el Institut Hospital del Mar d'Investigacions Mèdiques (IMIM) (desde el 2013) del Parc de Salut Mar Barcelona.

Para la realización de esta tesis se han utilizado datos de cohortes de episodios de ITcc cedidos por el Institut Català d'Avaluacions Mèdiques i Sanitàries (ICAMS) de la Generalitat de Catalunya. El ICAMS mediante su Sistema de Gestión Integrado de la Incapacidad Temporal informatizado (SIGIT) hace un seguimiento de los episodios de ITcc en tiempo cuasi-real y captura el 100% de todos los episodios ocurridos en Cataluña.

De acuerdo a la normativa de la Comisión de Dirección del Programa de Doctorado del Departamento de Ciencias Experimentales y de la Salud de la Universitat Pompeu Fabra, esta tesis doctoral se presenta como un compendio de tres investigaciones científicas que se han estructurado en tres artículos. Estos han sido escritos en inglés y enviados para que consideren su publicación en revistas científicas de ámbito internacional e indexadas en PubMed. En todas ellas, la doctoranda es la primera autora. Los primeros artículos analizan los factores que pueden explicar la variabilidad geográfica de la duración de la ITcc tomando como referencia comarcas de la Comunidad Autónoma de Cataluña. Estos análisis se realizan para todos los casos de ITcc y para dos grupos diagnósticos: trastornos musculoesqueléticos (TME) y trastornos mentales. El último artículo se basa en una propuesta metodológica innovadora para el análisis de la duración de la ITcc cuando se tienen eventos repetidos de ITcc en un mismo individuo.

Parte de los resultados que se presentan en esta memoria han sido expuestos en la XXX Reunión Científica de la Sociedad Española de Epidemiología (SEE), con título "*Heterogeneidad y dependencia de eventos en el análisis de la incapacidad temporal*", donde la doctoranda recibió el premio SEE-CIBERESP a una de las mejores comunicaciones presentadas por personal investigador joven. De forma complementaria, al final de este documento se anexan resultados de estudios en los que la doctoranda es coautora y tratan sobre el análisis de la ITcc. Estos han sido publicados en revistas o presentados a congresos de ámbito nacional e internacional. Cabe destacar, el premio recibido al mejor artículo original publicado en la revista Gaceta Sanitaria en el año 2010 con título "*Evaluación de la gestión de los caso de incapacidad temporal por contingencia común de más de 15 días en Cataluña*".

Esta tesis ha sido financiado por CiSAL, el ICAMS y por el Centro de Investigación Biomédica en Red de Epidemiología y Salud Pública (CIBERESP). Además ha contado con ayudas de la Escuela de Salud Pública de la Universidad de Texas (Estados Unidos) para la realización de una estancia de dos meses por parte de la doctoranda en la Universidad de Texas (campus de San Antonio), el Fondo de Investigación Sanitaria del Ministerio de Sanidad (PI11/01470) y el proyecto "*Statistical Methods for Epidemiological Investigations*" del Canadian Institutes for Health Research.

ÍNDICE

Índice

Agradecimientos	v
Resumen	xiii
Abstract	xvii
Prólogo	xxi
Lista de tablas y figuras	xxix
1. INTRODUCCIÓN	1
1.1. Incapacidad temporal por contingencia común (ITcc)	3
1.1.1. Aspectos legales y administrativos	3
1.1.2. Gestión de la prestación sanitaria y económica	4
1.1.3. Magnitud de la prestación sanitaria, económica y social	6
1.2. Marco conceptual	8
1.2.1. Historia natural de la ITcc	8
1.2.2. Factores pronóstico de la duración de la ITcc	11
1.2.2.1. Factores individuales	15
1.2.2.2. Factores contextuales	17
1.3. Variabilidad geográfica de la duración de la ITcc	18
1.4. Aspectos metodológicos relacionados con el análisis de la duración	19
2. JUSTIFICACIÓN	21
3. HIPÓTESIS Y OBJETIVOS	25
3.1. Hipótesis	27
3.1.1. Artículo 1	27
3.1.2. Artículo 2	27
3.1.3. Artículo 3	27
3.2. Objetivos	28
3.2.1. Artículo 1	28
3.2.2. Artículo 2	28
3.2.3. Artículo 3	28
4. MÉTODOS	29
4.1. Diseño epidemiológico	31
4.2. Fuentes de datos y variables	32
4.2.1. Variable dependiente	32

4.2.2. Variables explicativas	32
4.2.2.1. Factores individuales	32
4.2.2.2. Factores contextuales	34
4.3. Análisis estadístico	35
4.3.1. Artículo 1	35
4.3.2. Artículo 2	36
4.3.3. Artículo 3	37
4.3.3.1. Modelos de fragilidad condicional y de fragilidad condicional Poisson	38
4.3.3.1.1. Modelo de fragilidad condicional	38
4.3.3.1.2. Modelo de fragilidad condicional Poisson	38
4.3.3.2. Comparación empírica	39
5. RESULTADOS	41
5.1. Artículo 1	45
5.2. Artículo 2	69
5.3. Artículo 3	91
6. DISCUSIÓN	111
6.1. Principales hallazgos	113
6.2. Limitaciones y fortalezas	119
6.3. Recomendaciones y futuras líneas de investigación	122
7. CONCLUSIONES	123
8. BIBLIOGRAFÍA	127
9. ABREVIATURAS	143
10. ANEXOS	147
10.1. Anexo I. Participación como coautora en otros artículos publicados en revistas científicas relacionados con esta tesis doctoral	149
10.2. Anexo II. Participación en congreso y conferencias científicas	155
10.3. Anexo III. Divulgación en los medios de comunicación	164
10.4. Anexo IV. Otros méritos	165

Lista de tablas y figuras

Tabla 1. Ramas de actividad económica de acuerdo a la Clasificación Nacional de Actividades Económicas, 4ª revisión	33
Tabla 2. Grupos diagnósticos codificados de acuerdo a la Clasificación Internacional de Enfermedades, 10ª revisión	33
Figura 1. Distribución del presupuesto de gasto de la Seguridad Social en incapacidad temporal por contingencia común. España, 1997-2011	7
Figura 2. Historia natural de la incapacidad temporal por contingencia común	9
Figura 3. Marco conceptual de factores pronóstico de la incapacidad temporal por contingencia común (Sampere y coautores, 2011)	13
Figura 4. Marco conceptual de los factores determinantes de la duración de la incapacidad temporal por contingencia común considerado en esta tesis doctoral	14
Figura 5. Mapa de la distribución en comarcas de Cataluña	31
Figura 6. Mapa de la distribución en regiones sanitarias de Cataluña	34
Figura 7. Modelo de los determinantes de la salud	115
Figura 8. Nuevo marco conceptual de los factores determinantes de la duración de la ITcc	119

1. INTRODUCCIÓN

1. INTRODUCCIÓN

1.1. Incapacidad temporal por contingencia común (ITcc)

1.1.1. Aspectos legales y administrativos

El término incapacidad se refiere a la falta de capacidad, es decir a la dificultad o imposibilidad de hacer algo. En el ámbito laboral en España, la incapacidad se define como la situación en la que un trabajador o una trabajadora*, por causa de enfermedad o accidente, se encuentra imposibilitado para el desempeño de su trabajo habitual [1]. Esta pérdida de la capacidad para trabajar puede ser de carácter transitorio, o incapacidad temporal (IT), o presumiblemente definitiva, incapacidad permanente (IP), comportando la pérdida de capacidad productiva y, por lo tanto, de capacidad de ganancia [2].

Durante la situación de IT el trabajador recibe una prestación económica, en función tanto de la relación contractual con la empresa donde está empleado como del origen, laboral o no, de la IT, y asistencia sanitaria delegada al Sistema Nacional de Salud, con una duración máxima de 12 meses prorrogables por otros seis, cuando se presuma que durante ellos pueda ser dado de alta médica por curación o mejoría [3] [4] [5].

Por ello, la IT en sí misma es parte del seguimiento y tratamiento de una condición de salud, puesto que establecer si un trabajador que presenta una determinada situación patológica puede seguir desempeñando su trabajo, depende de características relacionadas con tres áreas: el trabajador, el puesto de trabajo y la enfermedad o lesión.

En este sentido, la IT es un fenómeno enormemente complejo, con un impacto económico y social importante, que no solo afecta la calidad de vida de las personas sino que repercute en el ámbito individual, familiar, de la empresa y de la sociedad [6]. En la IT influye no solamente el estado de salud individual sino también el sistema de

* Con la finalidad de reducir la extensión del texto y hacer un uso más económico del lenguaje, todos los términos usados en masculino en esta tesis incluyen las mujeres, a excepción de que se especifique lo contrario. Un ejemplo de ello podría ser cuando se habla de un trabajador nos referimos tanto a un hombre trabajador como a una mujer trabajadora.

Seguridad Social, las condiciones laborales, las actitudes y los compromisos personales con el trabajo, así como los factores médicos, sociales y psicológicos [7].

Si la IT deriva de una enfermedad o accidente cuyo origen se considera no laboral por un médico del Sistema Nacional de Salud, se denomina incapacidad temporal por contingencia común (ITcc). Si el origen de la enfermedad o accidente se considera laboral, se denomina incapacidad temporal por contingencia profesional.

La contingencia se refiere a la etiología o causa de la enfermedad o lesión susceptible de originar la incapacidad. En caso de accidente no laboral se referirá a toda lesión súbita sucedida fuera el ámbito laboral y no definida como accidente de trabajo. Por otro lado, en el caso de enfermedad común, hace referencia a todas las alteraciones de la salud no contempladas como accidente de trabajo, enfermedad profesional o accidente no laboral.

La ITcc es una prestación de la Seguridad Social orientada, en esencia, a paliar el quebranto económico que supone para un trabajador enfermo tener que abandonar su puesto de trabajo hasta recuperar la salud. En consecuencia, la ITcc supone principalmente un sufrimiento para el trabajador, la pérdida de bienestar (por el dolor, aflicción y/o sufrimiento), y la reducción de su capacidad de ingresos. En relación a lo expuesto, también supone unos costes elevados producidos por su ausencia del trabajo y un importante incremento del gasto sanitario. Todo ello cobra mayor importancia a medida que la duración de la ITcc se alarga, ya que disminuye la probabilidad de volver al trabajo y a la vez aumenta la exclusión del mercado laboral y la mortalidad [8] [9] [10].

1.1.2. Gestión de la prestación sanitaria y económica

La gestión de la ITcc está principalmente encomendada al sistema sanitario asistencial, pero también participan otros “actores”, directa o indirectamente, como el Instituto Nacional de la Seguridad Social (INSS) o las Mutuas de Accidentes de Trabajo y Enfermedades Profesionales de la Seguridad Social (MATEPSS). Por un lado, la prestación asociada a la ITcc consiste en contribuir al restablecimiento de la salud del trabajador para así recuperar sus capacidades y aptitudes mediante la pertinente asistencia sanitaria (prestación sanitaria). Por otro lado, la prestación de ITcc le permite disponer de un subsidio, cuyo objetivo no es otro sino suplir una parte del salario que deja de percibir cuando el trabajador se ve privado de realizar su actividad laboral (prestación económica).

En España, cuando un trabajador afiliado al Régimen de la Seguridad Social padece un problema de salud que le impide llevar a cabo su trabajo, la declaración de la baja médica (documento sanitario) derivada de contingencias comunes o profesionales se formulará en el correspondiente parte médico de baja generalmente emitido por el médico de atención primaria del Sistema Público de Salud [11]. El parte de baja será expedido por una MATEPSS cuando la causa de la baja médica sea debida a un accidente de trabajo o una enfermedad profesional y el trabajador preste servicios a una empresa que haya concertado la protección de tales contingencias con una mutua, o se trate de un trabajador por cuenta propia que, asimismo, haya concertado con una mutua la cobertura de la prestación económica de la ITcc [12]. En Cataluña, todos los partes de baja son registrados en el Sistema de Información de Gestión Integrado de la Incapacidad Temporal informatizado (SIGIT) perteneciente al Institut Català d'Avaluacions Mèdiques i Sanitàries (ICAMS) de la Generalitat de Catalunya, que permite hacer un seguimiento de los episodios de IT, en tiempo cuasi-real.

El parte de baja es un acto asistencial y administrativo que pone en marcha el sistema protector para permitir al trabajador por cuenta ajena y del régimen de autónomo o especial suspender la prestación laboral, pudiendo de esta forma faltar al trabajo y recibir un subsidio económico alternativo, es decir, una prestación al sueldo que deja de percibir. En el curso de la ITcc, el parte de alta emitido por el facultativo o por el Sistema Público de Salud, extingue la situación de ITcc, ya sea la causa del alta la curación o mejoría del trabajador, el fallecimiento o la incomparecencia, así como la propuesta de IP.

El derecho a la prestación cuando se trata de una ITcc, comienza el cuarto día donde se cubre, como mínimo, el 60% de la base reguladora diaria del trabajador hasta el día 21, y el 75% desde ese día [13]. En los trabajadores afiliados al régimen general de la Seguridad Social, el pago de la prestación económica y responsabilidad de su gestión corresponde a la empresa del cuarto hasta el día 15 y a la entidad gestora (INSS, MATEPSS o empresa colaboradora) a partir del día 16 [14]. La entidad que da cobertura a y/o gestiona la prestación económica es elegida por el empresario. En este sentido, en algunas empresas, la cuantía de la prestación salarial puede estar modificada, en virtud de los convenios firmados, pudiendo llegar a alcanzar el 100% de la base reguladora diaria [13]. En consecuencia, el gasto mayoritariamente recae sobre la Seguridad Social y las entidades colaboradoras, por encargarse del pago del subsidio desde el día 16 hasta su finalización.

La posibilidad de recibir un subsidio es entendida, en el actual estado de bienestar, como un derecho y confiere a los individuos que lo reciben una percepción de seguridad personal [15]. A su vez también es un motivo de responsabilidad el buen uso de esta prestación. Para mantener la equidad, justicia y sostenibilidad del sistema de Seguridad Social, es fundamental el correcto manejo de la prestación de ITcc. Es de esencial relevancia este aspecto en una población trabajadora, la cual está en proceso de envejecimiento progresivo. Tienen derecho a la ITcc los trabajadores integrados en cualquier régimen de la Seguridad Social que se encuentren en situación laboral y que además cumplan los requisitos de estar afiliados y en alta o situación asimilada al alta en un régimen de la Seguridad Social, y acreditar un periodo mínimo de cotización o carencia previo de 180 días en los cinco primeros años inmediatamente al momento del hecho causante, es decir de la fecha de la baja médica en general.

La gestión de la duración de la ITcc constituye una potente herramienta con flexibilidad suficiente para permitir el abordaje y control de los procesos, determinando un punto de referencia que oriente las estrategias de planificación con los servicios médicos, de comprobación y verificación de la evaluación del tratamiento médico escalonado, de gestión de caso y de alarma o aviso por desviación [3] [16] [17]. En este sentido, factores como la edad, la existencia de comorbilidad y factores profesionales, serán elementos que pueden modular la duración estándar especificada. Así mismo, la duración de la ITcc, estará directamente relacionada con la evolución natural del proceso patológico, la capacidad de recuperación del organismo, y la secuencia de actuaciones médicas, diagnósticas o curación del trabajador. Determinar el tiempo de duración de un proceso de ITcc, de acuerdo con la evolución de la enfermedad, y sus posibilidades de tratamiento y rehabilitación, contribuye a una adecuada gestión de la ITcc [18].

La ITcc, dentro de la acción protectora de la Seguridad Social, es una de las prestaciones más sometida a modificaciones en los últimos veinte años respecto a su gestión. Los estudios presentados en esta tesis hacen referencia a la normativa vigente en los años para los que fueron realizados.

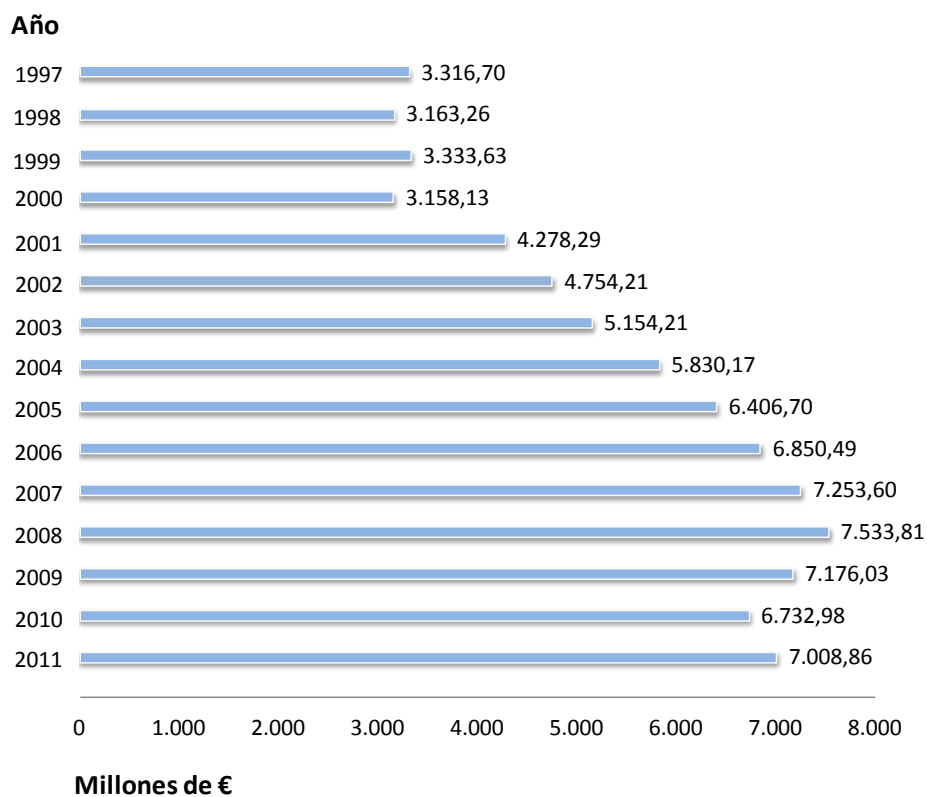
1.1.3. Magnitud de la prestación sanitaria, económica y social

Según la legislación vigente, las prestaciones económicas por ITcc son un conjunto de medidas que pone en funcionamiento la Seguridad Social para prever, reparar o

superar aquellos estados de necesidad o situaciones de infortunio que suele originarse en un trabajador como consecuencia de la pérdida de ingresos o exceso de gastos cuando está en situación de ITcc [19]. Estas prestaciones proceden de las aportaciones de los trabajadores y empresarios a través de los Presupuestos Generales del Estado.

Independientemente de quien gestione y pague la prestación económica por ITcc, está bien reconocido y documentado que el coste que supone es alto. En España, el gasto en prestación económica por ITcc se ha duplicado en los últimos diez años (ver figura 1). Desde el año 2007, la factura que el Estado soporta por esta prestación, superó los 6.000 millones de euros, y en el año 2011, el gasto fue aproximadamente de 7.000 millones de euros, registrándose el máximo gasto durante el año 2008 donde se superó los 7,5 mil millones de euros [20]. En conjunto, se ha estimado que en España el coste de IT alcanzó un 1,2% del Producto Interior Bruto durante el año 2007 [21].

Figura 1. Distribución del presupuesto de gasto de la Seguridad Social en incapacidad temporal por contingencia común. España, 1997-2011.



Fuente: Ministerio de Empleo y Seguridad Social. Estadísticas, otras prestaciones de la Seguridad Social, Incapacidad Temporal. Elaboración propia.

Entre las posibles explicaciones de esta tendencia creciente se encuentra el número de asalariados y la cantidad de sus bases salariales, así como la inflación experimentada durante ese periodo de tiempo por el aumento de precios de bienes y servicios, aunque también otra explicación la podríamos atribuir a cambios en la incidencia y prevalencia de los episodios de ITcc. Según datos del Ministerio de Empleo y Seguridad Social, la prestación por IT representa alrededor del 8% del presupuesto de la Seguridad Social que se destina a las prestaciones sociales, siendo las ITcc responsables del más del 80% de este gasto [22].

Al presupuesto previsto de gastos de la Seguridad Social en las prestaciones económicas por ITcc habría que añadir el gasto en prestación sanitaria del Sistema Nacional de Salud, así como el gasto directo e indirecto en las empresas. Se ha estimado que, entre el 35 y 50% del presupuesto de gasto de un centro de atención primaria es destinado a la prestación de ITcc [23] [24]. También se calcula que en la empresa, la IT es responsable del 75% del absentismo laboral, entendiendo éste como *la no asistencia al trabajo de un empleado de quién se esperaba que iba a asistir* [25]. Tradicionalmente, los costes de ITcc en la empresa han sido divididos en costes directos y costes indirectos. Los costes directos son los generados por el pago de la prestación económica de la ITcc entre los días cuarto y decimoquinto, las cotizaciones del trabajador mientras dura el episodio y los complementos salariales establecidos en muchas ocasiones por convenio. Los costes indirectos son los derivados de la sustitución del trabajador enfermo, el gasto de selección y también la pérdida de productividad. El coste indirecto que le supone a la empresa se estima entre dos y cuatro veces el coste directo de la misma [26].

1.2. Marco conceptual

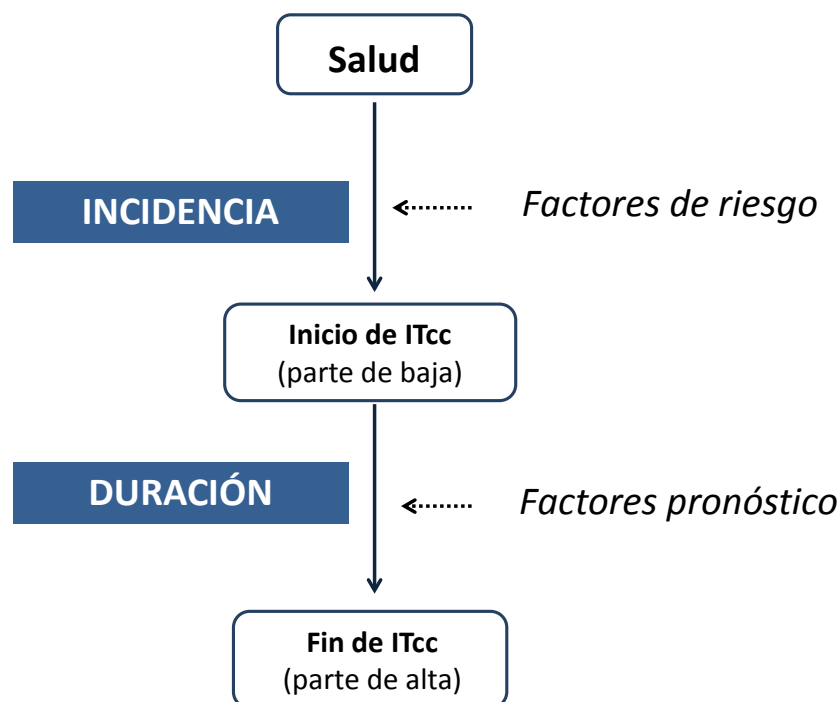
1.2.1. Historia natural de la ITcc

Para poder entender la ITcc y sus determinantes debemos considerar su historia natural y diferenciar entre dos indicadores de este fenómeno, la incidencia y la duración, aunque en esta tesis únicamente nos centramos en el estudio de la duración. Reducir el número de días que un trabajador permanece en situación de ITcc es un objetivo compartido entre el trabajador, la empresa, y los sistemas de salud y protección social, por la pérdida que conlleva de salud, productividad y coste

asociado, y la menor probabilidad de vuelta al trabajo a medida que se alarga la duración del episodio [8] [10] [27]. Esto es deseable siempre que el retorno al trabajo no suponga un aumento del riesgo para el trabajador; de lo contrario, podríamos caer en el fenómeno del presentismo. Por otro lado, entre las variables que determinan el gasto de la ITcc, además de la incidencia y la base salarial en la que se basa el cálculo de la cantidad subsidiada, la duración del episodio juega un papel determinante [28].

Para que se pueda iniciar un episodio de ITcc en el trabajador ha de actuar un factor de riesgo que le haga pasar de un estado de salud sano a una situación de ITcc. Es decir, los factores de riesgo hacen que se desarrollen nuevos episodios de ITcc. En el momento en que ya se ha iniciado el episodio, la duración hasta el fin del episodio puede variar como consecuencia de la actuación de diferentes factores, a los cuales se les denomina factores pronóstico, que alargan o acortan el tiempo que un trabajador permanece en situación de ITcc (ver figura 2) [29].

Figura 2. Historia natural de la incapacidad temporal por contingencia común.



Fuente: Modificado de: Ruiz-Frutos C, García AM, Delclós J, Benavides FG, (Eds.). Salud laboral, conceptos y técnicas para la prevención de riesgos laborales. Capítulo 1, la salud y sus determinantes. 3ª Edición. Barcelona: Masson, 2006.

Dada la naturaleza compleja y multidisciplinar de la ITcc, el abordaje del estudio de la misma ha sido llevado a cabo desde diferentes disciplinas y puntos de vista. La interacción compleja entre los factores de riesgo y los factores pronóstico hace difícil identificarlos aún contando con amplia información y calidad de los mismos. Para abordar el objetivo de reducir el tiempo que un trabajador permanece innecesariamente de baja es necesario conocer los factores pronósticos asociados a la duración de la ITcc.

El estudio, tanto de la incidencia de la ITcc como de su duración, ha sido abordado desde diferentes ámbitos, y principalmente desde la psicología, la sociología, la economía, y además la medicina [6] [30]. Tal y como se ha demostrado por la evidencia desde las diferentes perspectivas, la duración de estos episodios se ve influenciada por un elevado número de factores. Sin embargo, en una revisión de 320 estudios Alexanderson afirmó que apenas existen modelos que integren todos los aspectos determinantes de la IT emergentes desde las diferentes disciplinas que se han adentrado en su estudio [6]. La autora estableció una clasificación sobre los factores de riesgo de la IT de acuerdo al nivel estructural del que proceden. Así, podemos tener factores macro o de ámbito nacional, meso o de la comunidad, y micro o individuales. Al igual que los factores de riesgo, que hacen que aparezcan episodios de ITcc, una vez iniciado el episodio, la duración de la ITcc es consecuencia de la acción de los factores pronóstico, que actúan como facilitadores acortando la duración del episodio de ITcc hasta su resolución, mientras otros la limitan alargando el tiempo necesario de ITcc, tal y como ya habíamos comentado, y éstos últimos factores a su vez, también son clasificables dependiendo del nivel del que provienen.

Krause y coautores, en un trabajo sobre determinantes de duración, llegaron a identificar cerca de 100 factores relacionados con la IT y su duración [31]. Sin embargo, la evidencia científica sobre la mayoría de esos factores es aún controvertida e insuficiente.

Antes de los años 90, la investigación de la IT se centraba principalmente en el estudio de su incidencia, y los factores de riesgo que la determinan. Pero, en los últimos años, la importante carga económica y social que los episodios de ITcc de larga duración comportan, y el mayor riesgo de exclusión laboral y mortalidad, han condicionado que se hayan incrementado las investigaciones sobre los factores pronósticos que intervienen en la duración de la ITcc [32] [33] [34] [35] [36] [37].

Entre los factores determinantes de la duración de la ITcc, el diagnóstico del problema de salud que suscite el episodio es uno de los factores fundamentales [38] [39]. Pero la evidencia ha puesto de manifiesto que otros factores individuales, sociodemográficos y económicos, y recursos del sistema de salud, también juegan un papel relevante [31] [32] [34] [35] [36] [37] [40] [41] [42] [43] [44] [45]. Los problemas de salud previos y anteriores al episodio de ITcc también se han asociado a la duración [41] [46]. Las expectativas, creencias y aptitudes del trabajador frente a una situación de ITcc, al igual que las condiciones de trabajo y empleo, las características del lugar de trabajo y su entorno, el sistema sanitario y de protección social, también parecen ser factores pronósticos de la duración.

Algunas publicaciones de datos parciales en España nos permiten fundamentar algunos aspectos de la distribución de la duración de la ITcc. Benavides y coautores analizaron un registro de 76.598 nuevos episodios de ITcc gestionados por una mutua durante el año 2002, encontrando una duración mediana de 9 días y señalando que al día 16º ya se habían resuelto dos de cada tres episodios [40].

La Comunidad Autónoma de Cataluña publica anualmente y sistemáticamente informes con los principales indicadores de ITcc desde el año 2007. Durante el 2007 en esta comunidad se tramitaron más de un millón de episodios de IT, con una duración mediana de 9 días, donde el 64% de los episodios tuvieron una duración entre 1 y 15 días. Tres años después se notificaron casi 950.000 episodios durante el año 2010 con una duración mediana de un día menor que en 2007 [47].

Otra Comunidad Autónoma, la Comunidad Foral de Navarra, también editó datos de indicadores de IT similares, pudiendo mencionar de ellos por ejemplo, que en Navarra se detectó que solo el 24% de las ITcc duraron más de 15 días, pero consumieron el 84% del total de días de ITcc [48].

1.2.2. Factores pronóstico de la duración de la ITcc

Algunos autores clasifican los factores pronóstico que influyen sobre la duración de la ITcc desde dos puntos de vista. El primero referido a los factores relevantes o variables, que dada su naturaleza afectan de manera global, y el otro, lo definen como factores idiosincrásicos que responden a las características individuales de los trabajadores, como por ejemplo los relacionados con el propio individuo, tales como la edad y el sexo [49].

La escasez de trabajos que evalúen simultáneamente todos los factores que determinan la duración de los episodios de ITcc entre otras causas, tiene que ver en parte con la limitación de información disponible en los registros de la ITcc. Generalmente en estos registros solemos encontrar información individual y/o relacionada con el propio episodio, pero otros factores contextuales relacionados con el entorno sanitario, socioeconómico o sociodemográfico de determinadas áreas geográficas donde se producen los episodios, no están disponibles en estos registros, a pesar de poder estar interviniendo en la duración de la ITcc. Por ejemplo, un estudio mostró diferencias en la duración de los episodios de ITcc registrados en la Comunidad Autónoma de Cataluña, según sus 7 regiones sanitarias (divisiones geográficas), incluso después de ajustar por el sexo, la edad, la entidad gestora del episodio y el régimen de afiliación a la Seguridad Social [50]. Ballesteros y coautores, basaron su estudio en datos de ITcc de más de 15 días de duración, registrados por una mutua e iniciados durante el año 2006 en las provincias de Barcelona y Madrid. En su estudio se pudo observar que, aunque la distribución del número de nuevos casos de ITcc entre las provincias fue distinta (14.894 episodios en Barcelona frente a 8.945 en Madrid), la distribución de su duración mediana difirió en tres días (42 días en Barcelona frente a 39 en Madrid) [51]. En otros estudios también se ha evidenciado la existencia de diferencias en la duración de episodios de IT, en relación además de por la edad y el sexo, por la actividad económica y la localización geográfica [40] [49] [50] [52]. Estas características propias del área geográfica se pueden analizar con la utilización de información combinada de diversas fuentes de datos.

Otros estudios abordan la cuestión de la práctica médica, es decir, factores no directamente relacionados con el proceso diagnóstico pero sí con el área geográfica que determinan una mayor duración de la ITcc, en los que se concluye que existen varios factores explicativos de la variabilidad en la práctica médica [53] [54] [55]. Por ejemplo, en un informe realizado por el Instituto Navarro de Salud Laboral, afirmaron que la variabilidad, en cuanto a las diferencias en la prestación y la demora en la realización de pruebas diagnósticas y terapéuticas, puede alargar los procesos de IT [56]. En un estudio realizado en un área sanitaria de Galicia, se concluyó que la duración de la IT difiere según el médico prescriptor de la misma [47]. Referente a los episodios de larga duración de IT, en Suiza se concluyó que además de los factores sociodemográficos, los factores socioeconómicos también son factores pronóstico en estos episodios [57].

Tal y como desarrollaron Sampere y coautores [58], en su marco conceptual de factores pronóstico de la ITcc (ver figura 3), indican que hay determinantes laborales y socioeconómicos a otros niveles que están determinando la duración de la ITcc.

En este sentido, independientemente de las diferencias entre individuos, existen también variaciones geográficas relacionadas con los recursos sociales, económicos y sanitarios de que dispone cada área geográfica. El conocimiento de los factores pronóstico de distintos niveles que expliquen la duración de la ITcc es escaso, lo que limita enormemente la posibilidad de realizar intervenciones efectivas.

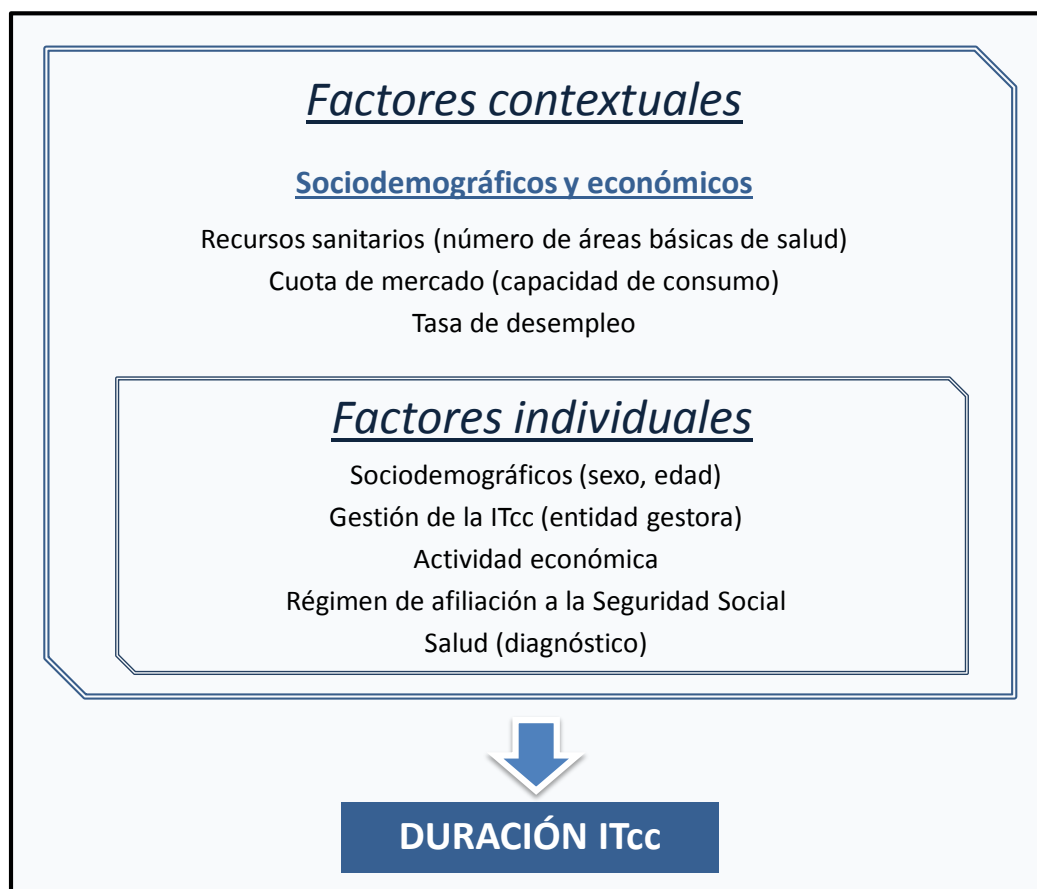
Figura 3. Marco conceptual de factores pronóstico de la incapacidad temporal por contingencia común (Sampere M y coautores 2011).



Fuente: Sampere M. Reincorporación al trabajo después de un episodio de incapacidad temporal por contingencia común de larga duración. Análisis de los factores pronóstico [defensa de tesis doctoral]. Barcelona: Universitat Pompeu Fabra; 2011.

Por consiguiente, la duración de los episodios de ITcc puede variar según diferentes factores, algunos de ellos relacionados con el problema de salud que lo justifica, junto a las características del propio trabajador, así como otros factores relacionados con sus condiciones de trabajo y la actividad económica de la empresa, y también por factores no relacionados directamente con el propio individuo o el proceso en sí, sino con la situación existente en referencia al área geográfica y a los factores relacionados con ella [28] [59] [60]. En este sentido, ilustramos en la **figura 4** el marco conceptual sobre los factores determinantes de la duración de los episodios de ITcc, considerando únicamente los diferentes determinantes que en esta tesis nos ocupa, en dos niveles diferentes (nivel individual y nivel del área geográfica). En el siguiente apartado se describen con más detalle cada uno de estos factores individuales y los factores contextuales del nivel de área geográfica.

Figura 4. Marco conceptual de los factores determinantes de la duración de la incapacidad temporal por contingencia común considerado en esta tesis.



1.2.2.1. Factores individuales

En este apartado se describen los principales factores pronósticos de nivel individual de la duración de la ITcc de especial relevancia para esta tesis.

Los factores pronósticos de la duración de la ITcc que más han sido tenidos en cuenta son el sexo y la edad del individuo. En algunos estudios, se ha evidenciado que el ser mujer se asocia a episodios de IT de mayor duración y menor probabilidad de volver al trabajo, pero no en todos los estudios que analizan el sexo como un factor, lo han detectado, o incluso en algunos se ha detectado lo contrario [31] [40] [41] [50] [61]. Sin embargo, con el factor pronóstico de la edad, parece que sí ha habido mayor consenso, evidenciando una clara relación dosis-respuesta; a medida que aumenta la edad del individuo, la duración del episodio también se ve incrementada [31] [40] [44] [62].

Otro factor pronóstico menos estudiado es el régimen de afiliación a la Seguridad Social, que generalmente en los estudios, sólo se diferencia entre el régimen general y el régimen de autónomos y especiales. La duración de los episodios de ITcc en los trabajadores afiliados al régimen de autónomos y especiales es consistentemente mucho más larga que la duración de aquellos trabajadores afiliados al régimen general [40] [50] [63].

Son pocos los estudios que tratan de hallar diferencias en las duraciones de los episodios asociadas a la actividad o rama económica. Por ejemplo, en algunos de ellos pudieron hallar menores duraciones en los trabajadores cuya actividad económica fue la industria manufacturera y producción de energía (duración mediana 8 días), y mayores en la hostelería (13 días) [40] [51].

Son menos aún los estudios que tratan la entidad gestora del episodio, donde también se han encontrado diferencias en la duración de los episodios de ITcc [50] [52]. En este sentido, en España desde hace años se están realizando esfuerzos, desde la perspectiva de la normativa de gestión de estos episodios, para intentar mejorarla. Entre ellos podemos destacar los cambios normativos por los que se implicaron a las mutuas en la propuesta de alta del episodio, y la transferencia del INSS y al ICAMS en Cataluña de la completa responsabilidad al haberse cumplido un año de la baja laboral, acentuando su papel como gestor de todo el proceso [64].

Entre los determinantes de nivel individual, el diagnóstico que lleva al trabajador a ausentarse del trabajo causante del episodio de ITcc probablemente es el factor

pronóstico de la duración más importante [38] [39]. Ahondar en el estudio de los factores pronóstico de la duración de la ITcc en patologías frecuentes como son los trastornos musculoesqueléticos (TME) y los trastornos mentales, y las patologías de larga duración como las neoplasias y también los trastornos mentales, puede ayudar a identificar posibles intervenciones en estos grupos diagnósticos y planificar programas específicos en ellos, y así mejorar la duración de la ITcc frecuente y de larga duración.

Según la literatura, los TME y los trastornos mentales son dos de las tres causas más frecuentes de IT, tanto en hombres como en mujeres, estando los trastornos mentales por debajo de los musculoesqueléticos [65]. Por otro lado, son muchos los estudios que han evidenciado que los episodios de ITcc con mayor duración son aquellos debidos a diagnóstico neoplasia [61] [66].

Los TME representan un problema considerable de salud pública, y la mayoría de los diagnósticos crean episodios de ITcc [67]. Son muchos los estudios que han demostrado que los TME son las causas más frecuentes de IT, y se asocian también con probabilidades altas de obtener una IP [68] [69] [70]. Los costes económicos de los episodios de ITcc por TME, y en concreto por trastorno de espalda, han aumentado notablemente en los países industrializados [68] [71]. En las sociedades occidentales, este grupo diagnóstico representa uno de los problemas de salud predominantes en términos de morbilidad, y el tiempo de vida prevalente de algunos diagnósticos más específicos dentro del gran grupo de TME, como por ejemplo el dolor de espalda, es alto, encontrándose entre el 60-85% [68] [71]. Además de que este grupo diagnóstico es, sin lugar a dudas, el grupo más frecuente de ITcc y de IP, los TME también tienden a ser episodios repetidos [68] [71].

Los trastornos mentales, por otro lado, son también diagnósticos frecuentes de episodios de ITcc, y además suelen ser de larga duración, y están ganando mayor peso como causa de IT en los países desarrollados [70] [61]. Los episodios de ITcc debidos a trastorno mental, además de ser un problema importante de salud pública y laboral que ha aumentado en los últimos años, se ha mostrado que tienden a estar relacionados con una futura IP [72] [73] [74] [75]. Estos episodios se han relacionado con factores socioeconómicos además de con factores individuales [72] [73] [76] [77] [78]. Algunos estudios han mostrado la importancia de los episodios de ITcc debidos a trastornos mentales en la población trabajadora, no solo por su alta frecuencia, sino también por su alto riesgo de recurrencia de ITcc debida a la misma familia diagnóstica, y en menor medida a otros diagnósticos [66] [73] [76] [77] [79] [80].

Los episodios de ITcc debidos a neoplasias se caracterizan por ser episodios de larga duración además de relacionarse con la IP [61] [66] [81]. También se ha encontrado evidencia de que la duración de estos episodios se asocia con mayores dificultades de vuelta al trabajo [82] [83]. Otra característica de la familia diagnóstica de neoplasias es que se trata de enfermedades más crónicas, bien por su historia natural, como algunas veces por sus prolongados y frecuentes tratamientos. Los trabajadores con episodios de ITcc debidos a neoplasias, al tratarse muchas veces de una enfermedad grave, tendrán menos probabilidad de volver al trabajo, lo que podría desencadenar bajos riesgos de recurrencia para estos episodios [66] [84].

1.2.2.2. Factores contextuales

En este apartado se describen los principales factores pronósticos a nivel de área geográfica de la duración de la ITcc de especial relevancia para esta tesis.

Aparte de los factores individuales, existen otros factores pronósticos contextuales de nivel de área geográfica, como podría ser características del sistema sanitario, las cuales podrían estar introduciendo diferencias en las duraciones de los episodios de ITcc, por ejemplo con sus listas de espera o el acceso a especialistas, o como podrían ser también las políticas sociales y legales establecidas en materia de gestión de la IT en cada país, en relación al tiempo legal que dura el episodio o la entidad que lo gestiona [33] [52] [85]. Así, por ejemplo, Álvarez y coautores pudieron afirmar que los médicos pertenecientes a centros de salud con mayor número de facultativos prescriben bajas de menor duración [18]. Un estudio realizado fuera de nuestro país evidenció que el retraso en el inicio del tratamiento provoca mayor duración del tiempo de IT en Canadá [86].

En este sentido, el número de áreas básicas de salud podría ser un factor pronóstico de la duración de los episodios de ITcc, tomado como un sustituto del número de centros de atención primaria y los médicos del Sistema Nacional de Salud [87].

También podemos encontrar otros factores más distales, como los ciclos económicos y la tasa de desempleo, explicando al menos parte de la duración de la ITcc [88] [89] [90]. Por ejemplo, la alta tasa de desempleo, especialmente durante la actual crisis financiera mundial, podría resultar en un número menor de episodios de ITcc aunque de mayor duración, debido a que los trabajadores podrían evitar coger una IT, a menos que sea por una condición bastante seria. Krosktad y coautores en un estudio

realizado en Noruega concluyeron que las regiones con alto desempleo, bajo nivel socioeconómico, poca población y grandes distancias a los servicios públicos de salud, aumentaron el riesgo de obtener una discapacidad, lo que se traduce en nuestro país, en episodios de ITcc de larga duración [91]. Por un lado, es factible el efecto sobre la duración de la ITcc de la tasa de desempleo, como factor pronóstico de la duración de los episodios de ITcc, expresada como porcentaje de la población trabajadora (de 16 a 64 años) respecto a la población total [92]. Y por otro lado, también es factible como medida de situación socioeconómica, el efecto sobre la duración de la ITcc de una estimación de la *cuota de mercado*, tomada como un índice comparativo de la capacidad de consumo producido por un modelo equivalente a un número índice promedio de variables como población, número de teléfonos, automóviles, caminos, bancos y actividades comerciales al por menor [93].

1.3. Variabilidad geográfica de la duración de la ITcc

En los últimos años, ha habido un creciente interés en considerar los factores definidos en múltiples niveles en la investigación de salud pública [94]. El diseño y análisis multinivel permite el examen simultáneo de la influencia de factores individuales y factores de otros niveles sobre variables de salud [94] [95]. Mientras que un número creciente de estudios epidemiológicos aplican el análisis de regresión multinivel para la investigación de las asociaciones entre factores individuales y contextuales en los resultados de salud (por ejemplo, la estimación de odds ratios) [96], pocos han estudiado el efecto de las variaciones de salud entre áreas geográficas y como dicha variación puede ser explicada por factores individuales y contextuales. Además, son aún más escasos los estudios de la variabilidad en el análisis de supervivencia tomando como variable dependiente la duración hasta un evento de interés [97] [98] [99].

La evaluación de la variabilidad geográfica de la duración de la ITcc según factores de nivel individual y de nivel contextual puede ayudar en la asignación de recursos y al diseño de intervenciones y estrategias para mejorar la gestión de los episodios. Entre los determinantes de la duración de la ITcc, la mayor parte de la literatura se ha centrado en los factores individuales, tales como la edad y el sexo, dando menos consideración a los factores contextuales como el entorno socioeconómico, la fuerza del mercado de trabajo o la organización y la calidad del sistema de atención de salud, que se encuentran en un nivel superior relacionados con el área geográfica [27] [60].

En general hay una falta de estudios que evalúan simultáneamente los factores de nivel individual y contextual en relación con la duración de la ITcc. Por consiguiente, para orientar futuras investigaciones de la IT desde una perspectiva de salud laboral y pública es importante medir la magnitud de la variabilidad geográfica de la duración de la ITcc, y examinar el efecto de los factores contextuales del área geográfica y de los factores de nivel individual [100].

1.4. Aspectos metodológicos relacionados con el análisis de la duración de la ITcc

La duración de la ITcc ha sido examinada utilizando un número de técnicas estadísticas, siendo las más frecuentes las técnicas de análisis de supervivencia [66] [101] [102]. En general, los estudios de supervivencia analizan el tiempo hasta la ocurrencia de un único evento de interés (por ejemplo la muerte, curación o el final de la situación de ITcc). Sin embargo, en el contexto de la ITcc algunos individuos podrían ser más propensos a experimentar múltiples episodios, ya sea por nuevas enfermedades o lesiones, o por la recurrencia del mismo evento. La repetición de episodios puede crear correlación entre los tiempos de IT asociados a cada episodio del individuo [66] [103] [104] [105]. Esta correlación puede surgir a partir de dos fuentes: 1) dependencia de eventos; y 2) heterogeneidad entre individuos [103]. La dependencia de eventos ocurre cuando el riesgo de un particular evento depende de eventos experimentados previamente, mientras que la heterogeneidad se produce cuando algunas personas tienen un mayor o menor riesgo de experimentar eventos debido a factores desconocidos, no medidos o imposibles de medir. En consecuencia, los enfoques analíticos para modelar la duración de la ITcc deben tener en cuenta tanto la dependencia de eventos como la heterogeneidad, para evitar obtener estimaciones sesgadas de las medidas de asociación de interés [103] [104]. El modelo de fragilidad condicional (CFM por sus siglas en inglés, *conditional frailty model*) propuesto por Box-Steffensmeier y coautores, que puede ser visto como una extensión del modelo de Cox, capta simultáneamente la dependencia de eventos y la heterogeneidad [103], y se ha utilizado previamente en la investigación de ciencias políticas [104].

2. JUSTIFICACIÓN

2. JUSTIFICACIÓN

La ITcc representa una gran carga económica, social y sanitaria [51] [66], está determinada por múltiples factores y puede presentar grandes variaciones geográficas que determinan su duración [106] [107]. Esta carga económica, social y sanitaria ha generado un creciente interés en la identificación de oportunidades para mejorar la gestión sanitaria de la ITcc teniendo en cuenta su complejidad, siendo un objetivo prioritario del sistema de salud y del sistema de Seguridad Social [28].

Tanto los factores individuales (por ejemplo, la edad y el sexo), como los factores contextuales relacionados con el área geográfica a la que pertenecen los individuos (por ejemplo, circunstancias socioeconómicas, el mercado laboral, la organización y la calidad de la prestación, y los beneficios del sistema sanitario), pueden jugar importantes roles como determinantes de la duración de la ITcc [51]. Sin embargo, la mayoría de los estudios que analizan la duración de la ITcc se han centrado principalmente en factores de nivel individual, sin incluir factores contextuales pertenecientes a áreas geográficas donde se producen los episodios de ITcc. Además, de forma general, los estudios que analizan la influencia simultánea de factores individuales y contextuales usando técnicas de análisis multinivel, se han centrado principalmente en la estimación de asociaciones y en menor medida en explicar la variabilidad en los eventos de salud entre zonas geográficas. Además, son aún más escasos los estudios de la variabilidad en el análisis de supervivencia tomando como variable dependiente la duración hasta un evento de interés [97] [98] [99].

El estudio de la variabilidad geográfica de la duración de la ITcc y como ésta puede ser explicada por factores de nivel individual y de nivel de área geográfica, puede ayudar a realizar una asignación de recursos más eficiente, así como a un mejor diseño de intervenciones y estrategias para mejorar la gestión de los episodios de ITcc.

Por otro lado, el diagnóstico causante de la ITcc es uno de los determinantes pronósticos de la duración de la ITcc más importante. Según la literatura, los TME, constituyen la causa más frecuente de ITcc [68] [69] [70]. Los episodios de ITcc causados por trastorno mental también son frecuentes, aunque tienden a tener mayor duración que las TME [61] [70]. Pocos estudios han examinado estos dos grupos diagnósticos de episodios frecuentes de ITcc, respecto a la variabilidad geográfica de su duración.

Finalmente, en referencia a los aspectos metodológicos derivados del análisis de la duración de la ITcc, puede suceder que el CFM pueda presentar limitaciones computacionales al analizar los factores asociados a la duración de la IT cuando existe presencia de eventos repetidos. Concretamente, la aplicabilidad computacional del CFM puede estar limitada cuando se tratan grandes bases de datos como puede ocurrir con los registros de la ITcc, que cuentan con cientos de miles o millones de personas y/o episodios. Por ejemplo, en Cataluña durante el año 2007, el ICAMS registró 800.464 episodios de ITcc en 580.959 individuos. Cuando el modelo de Cox se enfrenta a limitaciones computacionales, el modelo de regresión Poisson puede ser una alternativa razonable para el análisis de grandes bases de datos [108]. Los datos de ITcc constituyen una buena oportunidad para analizar, evaluar y proponer alternativas al CFM basadas en un enfoque Poisson, para el análisis de la duración de los episodios de ITcc en grandes bases de datos.

3. HIPÓTESIS Y OBJETIVOS

3. HIPÓTESIS Y OBJETIVOS

A continuación se detallan las hipótesis y objetivos para cada uno de los tres artículos que forman parte de esta tesis doctoral.

3.1. Hipótesis

3.1.1. Artículo 1

- La distribución geográfica de la duración de los episodios de ITcc difiere entre las distintas comarcas de Cataluña.
- Factores individuales y contextuales explican las diferencias geográficas de la duración de la ITcc entre comarcas de Cataluña.

3.1.2. Artículo 2

- La distribución geográfica de la duración de los episodios de ITcc difiere entre las distintas comarcas de Cataluña y varía según TME y trastornos mentales.
- Factores individuales y contextuales explican las diferencias geográficas de la duración de la ITcc entre comarcas de Cataluña, siendo diferente su contribución según TME y trastornos mentales.

3.1.3. Artículo 3

- Un CFM basado en un modelo de regresión Poisson reduce el tiempo computacional para analizar la duración en presencia de eventos repetidos y bases de datos de gran tamaño, como puede suceder en el análisis de la ITcc.

3.2. Objetivos

3.2.1. Artículo 1

- Examinar la magnitud de la variabilidad geográfica de la duración de la ITcc entre comarcas de Cataluña e identificar factores individuales y/o contextuales que podrían explicar la variabilidad.

3.2.2. Artículo 2

- Examinar la magnitud de la variabilidad geográfica de la duración de la ITcc causada por TME y trastorno mental entre comarcas de Cataluña e identificar factores individuales y/o contextuales que podrían explicar la variabilidad.

3.2.3. Artículo 3

- Proponer un modelo de regresión Poisson para analizar la duración hasta un evento de interés que tenga en cuenta la dependencia de eventos y heterogeneidad.
- Mostrar la utilidad del modelo Poisson que tiene en cuenta la dependencia de eventos y heterogeneidad, para analizar la duración en grandes bases de datos, como puede ocurrir en el análisis de la ITcc.

4. MÉTODOS

4. MÉTODOS

En este apartado se resume el diseño epidemiológico, las fuentes de datos, las variables analizadas y los análisis estadísticos usados en los tres artículos que componen esta tesis doctoral.

4.1. Diseño epidemiológico

El ámbito de estudio en los tres artículos es toda la comunidad autónoma de Cataluña.

Los artículos 1 y 2 corresponden a un diseño de cohorte retrospectivo multinivel donde se consideran individuos (nivel individual) agrupados en las 41 comarcas de Cataluña (nivel de grupo). La comarca son divisiones geográficas actuales del territorio de Cataluña, cuyo origen fue un decreto de la Generalitat de Catalunya del año 1936, donde se aprobó esta división territorial comarcal administrativa (ver figura 5) [109].

Figura 5. Mapa de la distribución en comarcas de Cataluña.



- | | |
|-----------------------------|------------------------------|
| 1. <i>Alt Camp</i> | 22. <i>Montsià</i> |
| 2. <i>Alt Empordà</i> | 23. <i>Noguera</i> |
| 3. <i>Alt Penedès</i> | 24. <i>Osona</i> |
| 4. <i>Alt Urgell</i> | 25. <i>Pallars Jussà</i> |
| 5. <i>Alta Ribagorça</i> | 26. <i>Pallars Sobirà</i> |
| 6. <i>Anoia</i> | 27. <i>Pla d'Urgell</i> |
| 7. <i>Bages</i> | 28. <i>Pla de l'Estany</i> |
| 8. <i>Baix Camp</i> | 29. <i>Priorat</i> |
| 9. <i>Baix Ebre</i> | 30. <i>Ribera d'Ebre</i> |
| 10. <i>Baix Empordà</i> | 31. <i>Ripollès</i> |
| 11. <i>Baix Llobregat</i> | 32. <i>Segarra</i> |
| 12. <i>Baix Penedès</i> | 33. <i>Segrià</i> |
| 13. <i>Barcelonès</i> | 34. <i>Selva</i> |
| 14. <i>Berguedà</i> | 35. <i>Solsonès</i> |
| 15. <i>Cerdanya</i> | 36. <i>Tarragonès</i> |
| 16. <i>Conca de Barberà</i> | 37. <i>Terra Alta</i> |
| 17. <i>Garraf</i> | 38. <i>Urgell</i> |
| 18. <i>Garrigues</i> | 39. <i>Val d'Aran</i> |
| 19. <i>Garrotxa</i> | 40. <i>Vallès Occidental</i> |
| 20. <i>Gironès</i> | 41. <i>Vallès Oriental</i> |
| 21. <i>Maresme</i> | 42. <i>Montsià</i> |

Fuente: Generalitat de Catalunya.

En estos dos artículos se analizan los primeros episodios de ITcc finalizados durante los años 2007 y 2010 registrados en Cataluña. En el caso del artículo 1 se analizaron todos los primeros episodios y en el artículo 2 se consideraron los primeros episodios

de ITcc causados por TME (códigos CIE10, M00-M99) y por trastorno mental (códigos CIE10, F00-F99), todos finalizados durante los años 2007 y 2010.

Para el artículo 3 el diseño epidemiológico corresponde a una cohorte retrospectiva de todos los episodios de ITcc causados por trastorno mental (códigos CIE10, F00-F99) y neoplasias (códigos C00-D48), finalizados durante el año 2007 y registrados en Cataluña.

4.2. Fuentes de datos y variables

Los datos fueron registrados electrónicamente a través del SIGIT, perteneciente al ICAMS de la Generalitat de Catalunya, entidad responsable de registrar todos los episodios de ITcc certificados por los médicos de atención primaria del Sistema Nacional de Salud en Cataluña. Estos datos los tuvimos disponibles para los años 2007 y 2010 adecuadamente anonimizados.

4.2.1. Variable dependiente

La variable dependiente en los tres artículos de investigación que forman esta tesis doctoral fue la duración en días del episodio de ITcc, la cual se calculó sumando 1 día a la diferencia entre la fecha de fin y de inicio del episodio.

4.2.2. Variables explicativas

4.2.2.1. Factores individuales

Respecto a los factores de nivel individual, para cada episodio de ITcc se tuvo disponible el sexo (hombre y mujer), la edad del individuo en años, la cual fue agrupada en cuatro categorías (16-28, 29-35, 36-45, >45 años), el año de finalización del episodio (2007, 2010), la entidad gestora responsable de la gestión del episodio (INSS, MATEPSS), el régimen de afiliación a la Seguridad Social (general, autónomo o especial), 19 ramas de actividad económica de acuerdo a la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (CNAE, Revisión 4) (ver [tabla 1](#)) [110], 21 grupos diagnósticos codificados de acuerdo a la Clasificación Internacional de Enfermedades 10ª revisión (CIE10) (ver [tabla 2](#)) [111].

Tabla 1. Ramas de actividad económica de acuerdo a la Clasificación Nacional de Actividades Económicas, 4ª revisión.

1.	Agricultura, ganadería, silvicultura y pesca
2.	Industrias extractivas
3.	Industria manufacturera
4.	Suministro de energía eléctrica, gas, vapor y aire acondicionado
5.	Suministro de agua, actividades de saneamiento, gestión de residuos y descontaminación
6.	Construcción
7.	Comercio al por mayor y al por menor; reparación de vehículos de motor y motocicletas
8.	Transporte y almacenamiento
9.	Hostelería
10.	Información y comunicaciones
11.	Actividades financieras y de seguros
12.	Actividades inmobiliarias
13.	Actividades profesionales, científicas y técnicas
14.	Actividades administrativas y servicios auxiliares
15.	Administración pública y defensa; seguridad social obligatoria
16.	Educación
17.	Actividades sanitarias y de servicios sociales
18.	Actividades artísticas, recreativas y de entretenimiento
19.	Otros servicios

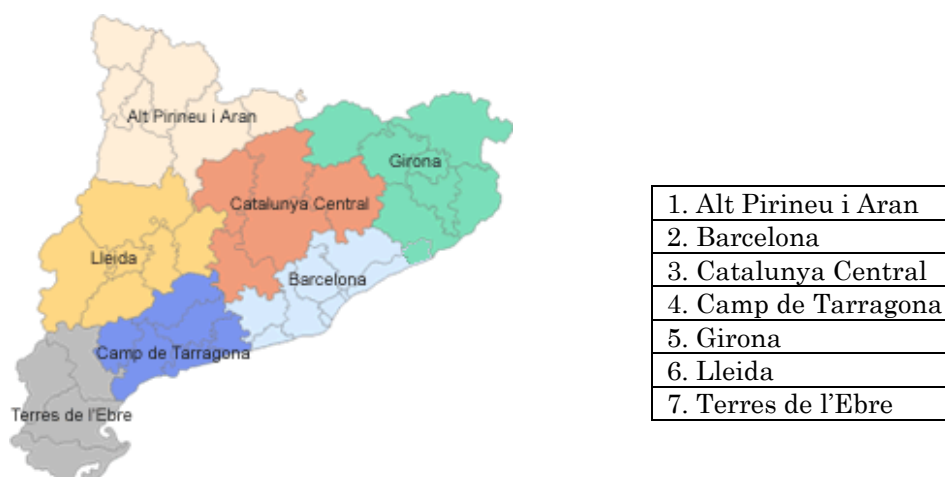
Tabla 2. Grupos diagnósticos codificados de acuerdo a la Clasificación Internacional de Enfermedades, 10ª revisión.

1.	Ciertas enfermedades infecciosas y parasitarias (A00-B99)
2.	Neoplasias (C00-D48)
3.	Enfermedades de la sangre y de los órganos hematopoyéticos y otros trastornos que afectan el mecanismo de la inmunidad (D50-D89)
4.	Enfermedades endocrinas, nutricionales y metabólicas (E00-E90)
5.	Trastornos mentales y del comportamiento (F00-F99)
6.	Enfermedades del sistema nervioso (G00-G99)
7.	Enfermedades del ojo y sus anexos (H00-H59)
8.	Enfermedades del oído y de la apófisis mastoides (H60-H95)
9.	Enfermedades del sistema circulatorio (I00-I99)
10.	Enfermedades del sistema respiratorio (J00-J99)
11.	Enfermedades del aparato digestivo (K00-K93)
12.	Enfermedades de la piel y el tejido subcutáneo (L00-L99)
13.	Enfermedades del sistema osteomuscular y del tejido conectivo (M00-M99)
14.	Enfermedades del aparato genitourinario (N00-N99)
15.	Embarazo, parto y puerperio (O00-O99)
16.	Ciertas afecciones originadas en el periodo perinatal (P00-P96)
17.	Malformaciones congénitas, deformidades y anomalías cromosómicas (Q00-Q99)
18.	Síntomas, signos y hallazgos anormales clínicos y de laboratorio, no clasificados en otra parte (R00-R99)
19.	Traumatismos, envenenamientos y algunas otras consecuencias de causa externa (S00-T98)
20.	Causas extremas de morbilidad y de mortalidad (V01-Y98)
21.	Factores que influyen en el estado de salud y contacto con los servicios de salud (Z00-Z99)

En relación al artículo 3, además de las variables individuales mencionadas en el párrafo anterior, para esta investigación también se tomó como variable explicativa la región sanitaria, que son siete demarcaciones territoriales de Cataluña distribuidas

según el sistema sanitario público catalán. La distribución fue planificada por el Departament de Salut de la Generalitat de Catalunya, sirviéndose de distintas herramientas para el estudio de las necesidades de la población y el diseño de una distribución de sus recursos (ver figura 6) [112].

Figura 6. Mapa de la distribución en regiones sanitarias de Cataluña.



Fuente: Servei Català de la Salut.

También para el artículo 3, se dispuso del número de episodios y orden para cada individuo.

4.2.2.2. Factores contextuales

Este apartado solamente hace referencia a los artículos 1 y 2. Para estas dos investigaciones, además de los factores individuales también se obtuvieron factores contextuales de nivel geográfico, específicamente agregados a nivel de comarca, que fue utilizada como la unidad de análisis de nivel. Estos factores, además de cambiar para cada comarca, también se seleccionaron de acuerdo al año de finalización del episodio, 2007 o 2010.

De acuerdo con ello, factores sobre recursos sanitarios, mercado de trabajo y estado socioeconómico, fueron agregados a nivel de comarca. Específicamente, se utilizó el número de áreas básicas de salud, como sustituto del número de centros de atención primaria y médicos del servicio nacional de salud en Cataluña [87]. Por otro lado, también obtuvimos la tasa de desempleo para cada comarca, del Instituto de

Estadística de Cataluña (IDESCAT) [92], y expresada como porcentaje de la fuerza de trabajo (personas de 16 a 64 años) en relación con la población total. Finalmente, como medida socioeconómica, obtuvimos estimaciones de la *cuota de mercado*, que es un índice de poder de consumo producido por un modelo equivalente a un número índice promedio de variables para cada comarca (población, número de teléfonos, coches, camiones, y actividades comerciales de venta al por menor), extraído del Anuario Económico de España de La Caixa [93].

4.3. Análisis estadístico

En este apartado se detallan los análisis estadísticos utilizados en cada uno de los tres artículos de esta tesis doctoral.

4.3.1. Artículo 1

En primer lugar se realizó un análisis descriptivo de la distribución de los primeros episodios de ITcc y su duración, resumiendo la frecuencia mediante el número de episodios, la duración mediana (MD por sus siglas en inglés, *median duration*) y los percentiles 25 y 75 (P25 y P75, respectivamente) en días, separadamente para el año 2007 y 2010, tanto para los factores individuales, como contextuales, y total.

En segundo lugar, se cuantificó la variabilidad geográfica de la duración de la ITcc entre comarcas, por sexo y año, ajustando una serie de modelos de regresión multinivel de riesgos proporcionales, con episodios anidados dentro de las comarcas. Los modelos incluyeron efectos aleatorios con distribución Gaussiana para las comarcas [113] [114] y se realizaron separadamente para mujeres y hombres, y para el año 2007 y 2010.

Con este fin, inicialmente se creó un modelo de supervivencia multinivel *vacío*, es decir, un modelo sin ninguna variable explicativa (en inglés *empty model*). Seguidamente, se construyeron diferentes modelos separadamente para cada uno de los factores de nivel individual (edad, régimen de afiliación, entidad gestora, actividad económica, grupo diagnóstico), y también un modelo incluyendo todos los factores individuales juntos. Igualmente, se construyeron tres modelos diferentes separadamente para cada uno de los factores contextuales de nivel de comarca (número de áreas básicas de salud, tasa de desempleo, cuota de mercado), y un nuevo modelo que incluyó conjuntamente los tres factores contextuales. Finalmente,

se ajustó un último modelo de supervivencia multinivel, que incluyó todos los factores juntos, tanto los factores individuales como los factores contextuales.

El modelo de regresión de riesgos proporcionales de Cox estima la razón de riesgo (HR, por sus siglas en inglés, *Hazard Ratio*). El análisis de supervivencia se utiliza más comúnmente para el modelado del tiempo hasta un determinado evento de interés que suele ser negativo o no deseado, como por ejemplo muerte o enfermedad. El término *Hazard* en este contexto significa “riesgo instantáneo” de un evento en un determinado momento de tiempo y en relación a un grupo de referencia. En nuestro caso, en el contexto de la duración de la ITcc, el $HR > 1$, expresa un mayor “riesgo instantáneo” de finalización del episodio de ITcc, y por lo tanto, una menor duración. Respectivamente, el $HR < 1$, expresa menor “riesgo instantáneo”, y por lo tanto, mayor duración [33].

La variabilidad geográfica de la duración de la ITcc fue cuantificada mediante la varianza del efecto aleatorio de nivel de comarca. Para medir la magnitud del cambio entre el modelo vacío y el resto de modelos ajustados, se calculó el porcentaje de cambio de la varianza (PVC por sus siglas en inglés, *proportional change in variance*). Para facilitar la interpretación de las diferencias geográficas de la duración de la ITcc se obtuvieron el HR mediano (MHR por sus siglas en inglés, *median hazard ratio*), y el HR intercuartílico (IHR por sus siglas en inglés, *interquartile hazard ratio*) [99] [100] [115] [116]. El MHR es el valor mediano del HR entre dos individuos elegidos aleatoriamente de dos comarcas diferentes, y donde el HR se define como la razón de riesgo de un individuo en la comarca de más riesgo con otro individuo en la comarca con menos riesgo [106] [115]. Esta medida toma valores ≥ 1 , donde valores grandes reflejan mayor variabilidad entre comarcas en la duración de la ITcc [106] [117]. El IHR mide las diferencias de la duración de la ITcc entre el 25% de los individuos en la comarca con mayor riesgo (es decir, menor duración) y el 25% de los individuos en la comarca de menor riesgo (mayor duración) [116].

Por último, para examinar gráficamente la variabilidad geográfica de la duración de la ITcc, se crearon mapas de las comarcas donde se insertó la MD en cuartiles, separadamente para hombres y mujeres, y para el 2007 y 2010.

4.3.2. Artículo 2

En este estudio, también se comenzó realizando un análisis descriptivo de la distribución y duración de los primeros episodios de ITcc causados por TME y trastorno mental, resumiendo la frecuencia del número de episodios y el número de

días de duración, y MD, P25 y P75 en días, separadamente para cada grupo diagnóstico, para el año 2007 y 2010, para el total de episodios y por sexo.

En segundo lugar, al igual que en el artículo 1, se cuantificó la variabilidad geográfica de la duración de la ITcc entre comarcas, por sexo, año y separadamente para TME y trastorno mental, ajustando una serie de modelos de regresión multinivel de riesgos proporcionales, con episodios anidados dentro de las comarcas. Al igual que en el artículo anterior, se consideraron efectos aleatorios con distribución Gaussiana para las comarcas [113] [114]. Todos los modelos se realizaron separadamente para mujeres y hombres, para el año 2007 y 2010, y para TME y trastorno mental.

Para ello, se ajustó un modelo de supervivencia multinivel *vacío* (*empty model*). Seguidamente, se construyeron también diferentes modelos separadamente para cada uno de los factores de nivel individual (edad, régimen de afiliación, entidad gestora, actividad económica), y para cada uno de los factores contextuales (número de áreas básicas de salud, tasa de paro, cuota de mercado). Luego, se construyeron dos modelos separadamente, uno que incluyó todos los factores individuales y otro con todos los factores contextuales. Y finalmente se ajustó un modelo que incluyó todos los factores, tanto los factores individuales como los contextuales.

Con la varianza estimada del efecto aleatorio de nivel de comarca de cada modelo, se cuantificó la variabilidad geográfica de la duración de la ITcc. Se calculó el MHR y el IHR (medidas explicadas anteriormente en el análisis del artículo 1), para hacer más fácil la interpretación de las diferencias geográficas de la duración de la ITcc.

Además, para examinar la distribución geográfica de la duración de la ITcc por comarcas, creamos mapas dibujando el HR ajustado en cada comarca, según cuartiles, del modelo final ajustado el cual incorporó todos los factores individuales y contextuales juntos. Los mapas se crearon separadamente para TME y trastorno mental, por sexo y año. El HR ajustado se obtuvo basándonos en la exponencial de los efectos aleatorios para las comarcas.

4.3.3. Artículo 3

Para una mejor descripción del análisis estadístico utilizado en este artículo, hemos considerado diferentes apartados. En un primer apartado se introduce el modelo de fragilidad condicional (CFM por sus siglas en inglés, *conditional frailty model*), y el modelo de fragilidad condicional Poisson (CFPM por sus siglas en inglés, *conditional*

frailty Poisson model) que se desarrolla en esta investigación. En un segundo apartado se explica los métodos utilizados para comparar empíricamente los modelos CFM y CFPM, y otros modelos que detallamos en este mismo apartado.

4.3.3.1. Modelos de fragilidad condicional y de fragilidad condicional Poisson

4.3.3.1.1. Modelos de fragilidad condicional

El CFM modela la dependencia de eventos estratificando la función de riesgo basal por el orden de evento y la heterogeneidad mediante la incorporación de efectos aleatorios para los individuos. La formulación del modelo que se considera es en *gap time*, lo que significa que el tiempo en riesgo vuelve a cero después de la ocurrencia de cada evento [107]. Sea $\lambda_{ik}(t)$ el riesgo de que ocurra el evento k-ésimo, en el tiempo i-ésimo, entonces el CFM se define como

$$\lambda_{ik}(t) = \lambda_{0k}(t - t_{k-1})e^{X_{ik}^T \beta + \omega_i}$$

donde t_{k-1} es el tiempo de ocurrencia del (k-1)-ésimo evento, $\lambda_{0k}(t - t_{k-1})$ es la razón de riesgo basal del evento k-ésimo, β es el vector de parámetros asociado con las covariables X , y ω_i es el efecto aleatorio o también llamado *fragilidad* del i-ésimo individuo. Considerando tiempos censurados por la derecha, los parámetros, son interpretados como el logaritmo de los HR estimados con el modelo incluyendo las variables independientes para un evento desde el evento previo, dada la estructura de los datos en *gap time* incorporada en $(t - t_{k-1})$ [104].

4.3.3.1.2. Modelo de fragilidad condicional Poisson

El CFPM que se propone en esta tesis, considera $\lambda_{ik}^*(t)$ como la función de riesgo del evento k-ésimo ocurrido en el i-ésimo individuo, y ésta sigue como

$$\lambda_{ik}^*(t) = \lambda_{0k}^*(t - t_{k-1})e^{X_{ik}^T \beta + \omega_i}$$

Siguiendo una formulación del modelo en forma exponencial a trozos (en inglés *piecewise exponential*) [118], el riesgo basal para el evento k-ésimo se define como

$$\lambda_{0k}^*(t) = \lambda_{jk}^* \cdot I_{\{t \in (\tau_j, \tau_{j+1}]\}}$$

con divisiones de escala de tiempo en $(\tau_1, \tau_2]$, $(\tau_2, \tau_3]$, ..., $(\tau_J, \tau_\infty]$ las cuales son J divisiones no solapadas y distintas de cero, con $\tau_1 = 0$. El modelo captura la dependencia de evento permitiendo que el riesgo basal varíe para el orden de los eventos, usando una interacción entre el riesgo basal y el orden de evento. Por otro lado, la heterogeneidad se controla incluyendo un efecto aleatorio ω_i para el i -ésimo individuo.

Si n_{jik} y d_{jik} denotan respectivamente el tiempo en riesgo y un indicador de covariable de un evento ($d_{jik} = 1$) y no evento ($d_{jik} = 0$), en el intervalo j -ésimo, para el i -ésimo individuo, y k -ésimo evento, el modelo de regresión Poisson propuesto, asume una distribución Poisson en $d_{jik} | \omega_i$ con la siguiente media log-lineal

$$\log(E[d_{jik} | \omega_i]) = \log(\lambda_{ik}^*(t)) + \log(n_{jik})$$

Para definir la función de riesgo basal en el CFPM, se consideró el tiempo en intervalos de 90 días.

4.3.3.2. Comparación empírica

Se compararon empíricamente los HR e intervalos de confianza al 95% (95% CI por sus siglas en inglés, *confidence intervals*) obtenidos del CFM y del CFPM propuesto.

Para una mejor evaluación del CFPM como una alternativa fiable para el CFM, también se calcularon HR con modelos que: 1) sólo tienen en cuenta la dependencia de eventos; o 2) solo tienen en cuenta la heterogeneidad. En concreto, se realizó un modelo condicional (CM por sus siglas en inglés, *conditional model*) [113], que es una extensión del modelo de riesgos proporcionales de Cox, que tiene en cuenta la dependencia de eventos al estratificar la función de riesgo basal de acuerdo al orden de evento [119]. Este modelo es similar al CFM pero sin incluir el término de efecto aleatorio para el individuo. También realizamos un modelo condicional Poisson (CPM por sus siglas en inglés, *conditional Poisson model*) con la misma expresión que el CFPM, pero sin incluir el término efecto aleatorio para el individuo.

Finalmente, con respecto a los modelos que controlan solamente la heterogeneidad, se consideró el modelo de fragilidad como extensión del modelo de Cox (FM por sus siglas en inglés, *frailty model*), que es similar al CFM pero sin estratificar la función de

riesgo basal por orden de evento, pero sí controlando la heterogeneidad al incluir efectos aleatorios para los individuos. También se realizó un modelo de fragilidad Poisson que tuvo en cuenta solo la heterogeneidad, (FPM por sus siglas en inglés, *frailty Poisson model*). El FPM presenta una expresión similar al CFPM, pero sin la inclusión de una interacción entre la función de riesgo basal y orden de evento.

De esta forma, podemos hipotetizar varias situaciones. Por un lado, cuando domina la dependencia de eventos, los modelos que solo tienen en cuenta la dependencia de eventos (CM y CPM) deberían dar estimaciones de los efectos más cercanas al CFM, que los modelos que no controlan la dependencia de evento (es decir, FM y FPM). Por otro lado, de la misma forma, si domina la heterogeneidad, los resultados de los modelos de fragilidad (FM y FPM), deberían ser más cercanos al CFM, que los resultados de los modelos que solo controlan la dependencia de eventos (CM y CPM). Por último, para la situación en la cual ambas fuentes de correlación tienen una influencia similar en los datos, deberíamos esperar que las estimaciones del CFPM fueran más cercanas al CFM que aquellos modelos que solamente controlan la dependencia de eventos o la heterogeneidad.

Por lo expuesto, la comparación de los diferentes modelos con el CFM sirve para valorar el tipo de dependencia que domina en los datos y evaluar la idoneidad del CFPM cuando en los datos hay dependencia de eventos y/o heterogeneidad.

Los resultados de los modelos fueron comparados usando el porcentaje de sesgo relativo (%RB por sus siglas en inglés, *relative bias*) de las estimaciones puntuales, y el porcentaje de la diferencia relativa de la anchura de los intervalos de confianza (%RW por sus siglas en inglés, *relative width*), usando el CFM como referencia [108].

Estas medidas, se definen como

$$\% RB = \left(\frac{HR_{Otro} - HR_{CFM}}{HR_{CFM}} \right) \times 100$$

$$\% RW = \left(\frac{(U_{Otro} - L_{Otro}) - (U_{CFM} - L_{CFM})}{(U_{CFM} - L_{CFM})} \right) \times 100$$

donde HR_{Otro} y HR_{CFM} , son los HR de un modelo específico (CM, FM, CPM, FPM, CFPM) y del CFM, respectivamente. Y donde U_{Otro} y L_{Otro} son respectivamente los extremos superior e inferior (por sus siglas en inglés, *upper* y *lower*) de los intervalos de confianza de un modelo específico (CM, FM, CPM, FPM, CFPM), y U_{CFM} y L_{CFM} representan el extremo superior e inferior del CFM, respectivamente.

5. RESULTADOS

5. RESULTADOS

Los tres artículos que forman parte de esta tesis doctoral son:

- **Artículo 1.** “*Geographical variations in the duration of non work-related temporary sickness absence: a multilevel analysis*” (Variaciones geográficas de la duración de la ITcc: un análisis multinivel).
- **Artículo 2.** “*Individual and contextual-level effects on the magnitude of geographical variations in duration of sickness absence for musculoskeletal and mental health disorders in 2007 and 2010*” (Efectos de nivel individual y contextual sobre la magnitud de la variabilidad geográfica de la duración de la ITcc para trastornos musculoesqueléticos y trastornos mentales en 2007 y 2010).
- **Artículo 3.** “*Heterogeneity and event dependence in the analysis of sickness absence*” (Heterogeneidad y dependencia de eventos en el análisis de la ITcc).

5.1. Artículo 1

Geographical variations in the duration of non work-related temporary sickness absence: a multilevel analysis

Isabel Torá-Rocamora (1,2), José Miguel Martínez (1,2), David Gimeno (1,2,3), Constança Alberti (4), Josefina Jardí (4), Rafael Manzanera (4), Fernando G Benavides (1,2), George Delclos (1,2,5)

(1) Center for Research in Occupational Health (CiSAL), Department of Experimental and Health Sciences, Universitat Pompeu Fabra. Barcelona, Spain.

(2) CIBER in Epidemiology and Public Health. Barcelona, Spain.

(3) Southwest Center for Occupational and Environmental Health, Division of Epidemiology, Human Genetics and Environmental Sciences. The University of Texas School of Public Health. San Antonio Campus. San Antonio, Texas, USA.

(4) Institut Català d'Avaluacions Mèdiques i Sanitàries, Departament de Salut, Generalitat de Catalunya. Barcelona, Spain.

(5) Southwest Center for Occupational and Environmental Health, Division of Epidemiology, Human Genetics and Environmental Sciences. The University of Texas School of Public Health. Houston, Texas, USA.

Correspondence to Isabel Torá-Rocamora, BSc, MOH, MPH. Center for Research in Occupational Health (CiSAL), Department of Experimental and Health Sciences, Universitat Pompeu Fabra. C/Doctor Aiguader 88. 08003 Barcelona, Spain. Phone: +34 933160872. Fax: +93 3160410. Email: isabel.tora@upf.edu

ABSTRACT

Objectives To examine the variability in sickness absence (SA) duration across geographical areas and the degree to which individual and/or contextual factors may explain this variability.

Methods All first SA episodes ending in 2007 and 2010 in Catalonia (Spain) were analyzed. Individual- (diagnosis, age, sex) and contextual-level variables (healthcare delivery, socioeconomic factors) were examined. Unadjusted median SA durations were mapped by *comarcas* (41 non-overlapping territorial demarcations). Multilevel Cox proportional hazard regression models with episodes nested within *comarcas* were fitted. The proportional change in variance, median hazard ratios and interquartile hazard ratios were calculated.

Results We found a geographical pattern in the duration of SA, with longer duration in northwestern Catalonia. There was small, but statistically significant, *comarca*-level variability in the duration of SA, which mostly decreased after adjustment for individual-level variables.

Conclusions *Comarca*-level variability in the duration of SA was small, and explained more by individual rather than contextual-level variables. Knowledge of geographic differences in SA duration is necessary to plan specific programs and interventions to minimize these differences.

Key words sickness absence, individual factors, contextual factors, multilevel analysis, survival

INTRODUCTION

Sickness absence (SA) represents a high economic, social and health care burden (Alexanderson 1998; Alexanderson et al. 2004; Block et al. 2001), is determined by multiple factors and its geographical variations may be of great magnitude and could determine its duration (Roelen 2010; Ballesteros 2009). In addition to the inciting pathology, both individual factors, such as age and gender, and contextual factors related to the groups or geographical areas to which individuals belong, such as socioeconomic circumstances, labor market forces, the organization and quality of the health care delivery system, and the benefits structure, may play important roles as determinants of SA duration (Torá-Rocamora 2010). Assessing how much of the geographical variability in the duration of SA is explained by these factors can inform resource allocation and the design of interventions and strategies to improve case management.

There is a general lack of studies that simultaneously assess both individual and contextual level factors in relation to SA duration. The analysis of the SA determinants is further hampered by a multiplicity of interacting causes, making it difficult to systematically approach the phenomenon. To circumvent part of these limitations, data from various sources could be combined and analyzed using multilevel statistical models (Torá-Rocamora 2010; Merlo 2003; Merlo 2006; Merlo et al. 2005a). While a growing number of epidemiology studies apply multilevel regression analysis to the investigation of associations between individual and contextual factors on health outcomes (Diez-Roux 2000), few have studied the effect of health variations between geographical regions regardless of the outcome and even fewer studying variability in survival analysis with duration (Merlo et al. 2005b; Merlo et al. 2005c; Chaix et al. 2007a).

In Catalonia, an autonomous community in Spain, the health needs of all citizens are covered through a public national health care system. SA episodes are certified by primary care physicians in the national health system, and recorded electronically. Case management of a SA episode, including wage replacement benefits, is performed either by the Social Security system

or mutual insurance companies (*mutuas*) that collaborate with the Social Security system. The existence of this electronic registry offers a unique opportunity to advance our knowledge of the determinants of SA duration. The general aims of this study were to examine the magnitude of the geographical variability in SA duration across Catalonia and which individual and/or contextual factors may explain this variability.

METHODS

Data sources and variables

Data were obtained on all first sickness absence episodes ending in the years 2007 and 2010 in Catalonia. All SA episodes of more than three days' duration are initially certified by a primary care provider of the national health service and electronically registered by the Catalan Institute of Medical and Health Evaluations (ICAMS, by its Catalan acronym), which provides for 100% capture of all cases. Regarding individual-level data, for each episode we obtained data on start and end dates (from which we computed the duration of the episode), sex, age, 19 economic activity branches according to the International Standard Industrial Classification of All Economic Activities, Rev.4 (Available at: <http://unstats.un.org/unsd/cr/registry/regcst.asp?Cl=27>), 21 group diagnosis codes according to the International Classification of Diseases, 10th Revision (ICD-10), the entity responsible for case management (National Institute of Social Security or a *mutua*), employment status (salaried or self-employed) and 41 non-overlapping homologated territorial demarcations, also known as *comarcas* (similar to counties).

We also obtained data on geographical (*comarca*-level) contextual variables for health resources, labor market and socioeconomic status. Specifically, we used the number of basic health units (Decret 105/2005), as a surrogate for the number of primary care centers and physicians of the National Health Service. Unemployment rates by *comarca* were obtained from the Catalan Government Statistics Institute (IDESCAT, by its Catalan acronym) (Institut d'Estadística de Catalunya 2011), and expressed as percentages of the workforce (16 to 64

years) relative to the total population. As a measure of socioeconomic status, we obtained estimates of “market share”, a comparative index of consumer power produced by a model equivalent to an average index number of variables for a municipality (population, number of telephones, cars, banks, trucks, and retail commercial activities), abstracted from the Annual Economic Yearbook of Spain (*Anuario Económico de España* 2011). Each of these three geographical region indicators was expressed in tertiles.

Statistical analysis

To examine the geographical variability of our main outcome, SA duration, we first created maps of *comarcas* and inserted the unadjusted median SA duration in quartiles, separately for women and men and for 2007 and 2010. To quantify the magnitude of the variability between *comarcas* we then fitted a series of multilevel Cox proportional hazard regression models with episodes nested within *comarcas* (Therneau et al. 2000; Oakes 1992), which included Gaussian-distributed random effects by *comarca*.

For each sex and year, we first constructed an empty multilevel survival model (i.e., a model without explanatory covariates). Thereafter, we fit separate models for each of the individual-level variables and then a model including all individual level factors together in a single model. We repeated this strategy for the contextual-level variables. Finally, we fit a model with all the individual and contextual factors together. Geographical variability in SA duration was quantified by the variance of the *comarca*-level random effect. To assess the magnitude of change between the empty and the other models, we computed the proportional change in variance (PVC) (Merlo et al. 2005a). To facilitate interpretation of the geographical differences in SA duration, we computed the median hazard ratio (MHR) and the interquartile hazard ratio (IHR) (Chaix et al. 2007a; Chaix et al. 2007b; Lian 2011). The MHR is the median value of the hazard ratio between two individuals randomly chosen from two different *comarcas*, and takes values ≥ 1 , where larger values reflect greater *comarca*-level variability in SA duration (Merlo 2003; Larsen et al. 2005). Specifically, the hazard ratio is defined as the ratio of the hazards of the individual in the highest “risk” *comarca* to the individual in the

lowest “risk” *comarca* (Chaix et al. 2007a). The IHR measures the differences in SA duration between the 25% of individuals in the highest “risk” *comarca* (i.e., shorter SA duration) and the 25% of individuals in the lowest “risk” *comarca* (i.e., longer SA duration) (Chaix et al. 2007b). All models were constructed in R (Therneau 2012).

RESULTS

In 2007 there were 580,959 first episodes of SA in Catalonia, with a median duration of 8 days (25th percentile, 4 days; 75th percentile, 24 days). In 2010 there were approximately 20% fewer episodes than in 2007 (466,612 episodes), with the same median duration but a wider interquartile range (median, 8 days; 25th percentile, 3 days; 75th percentile, 33 days) (further details are available in supplementary Table A).

Although the number of episodes in 2010 was slightly higher among women than men (251,741 vs. 214,871), median duration was the same by sex in both years (8 days). The number and duration of SA episodes increased with age. Episodes lasted longer among self-employed workers (median, 30 days in 2007 and 50 days in 2010), as compared to salaried workers (median, 8 days in both 2007 and 2010). Regarding economic activity, the manufacturing category, followed by wholesale and retail trade reported the greatest number of episodes, although agriculture, forestry and fishing had the longest duration in both years. Musculoskeletal and respiratory disorders, representing over 20% of all cases in both years, were the most frequent causes of SA, but neoplasms had the longest duration, with pronounced differences as compared to other groups (further details are available in supplementary Table A).

Fig. 1 depicts the differences in unadjusted median duration of SA in quartiles of days for the 41 *comarcas* in Catalonia by sex and year. There was a consistent geographical pattern of longer durations in northwestern Catalonia. By gender, there appeared to be less variability in SA duration in 2007 as compared to 2010, reflected in a smaller interquartile range.

A statistically significant *comarca*-level variance was observed in all of the fitted

regression models (Table 1). Overall, as shown by empty models estimated separately for each year and sex, there were no major differences between women and men in either year, except for slightly lower geographical variability in SA duration among women in 2007 (*comarca*-level variance, 0.0128; MHR=1.11 and IHR=1.30), which subsequently increased in 2010. The low MHR and IHR values (i.e., close to 1.0) in women and men by year suggest there was small *comarca*-level variability.

This small *comarca*-level variability decreased further when individual-level factors were included in the models (Table 1). In 2007, the individual-level variable that produced the greatest decrease in *comarca*-level variance was diagnosis code (PVC=18.75% for women and 20.81% for men). In contrast, in 2010, employment status for both genders (PVC=21.97% for women and 22.09% for men) and diagnosis code in the case of women (PVC=22.54%) decreased the most variability. When all individual-level variables were introduced into the models, the decreases in *comarca* variance ranged from 34.68% to 45.93%, both in 2010 in women and men, respectively. The MHR and the IHR values differed only slightly with respect to the empty model.

In the models that included only contextual covariates, most decreases in *comarca*-level variance were below 10%, except for women in 2010, where the number of basic health units (PVC=15.03%), market share (PVC=24.28%) and the model that included all contextual factors (PVC=16.18%) were higher.

Finally, when both individual- and contextual-level factors were included in the models, the PVC ranged from 32.50% (women in 2007) to 42.79% (men in 2010), and the MHR and IHR were slightly reduced when compared to the empty models for each gender and year.

DISCUSSION

Our study is the first examining the geographic variability of the duration of SA and the first to simultaneously study both individual and contextual factors as a potential explanatory factors of this geographical variability. We found small, but significant, geographical variability

in SA duration in Catalonia for both sexes and study years, with longer durations in northwestern Catalonia. This variability was mainly determined by individual-level variables, in particular diagnosis (understandable given the broad range of pathologies leading to lost work-time) (Delclós et al. 2010), and employment status. Contextual covariates (i.e., number of basic health units and market share) only seemed to have an effect in women, among whom there was a reduction in *comarca*-level variance in 2010.

The effect of socioeconomic and labor market factors on the SA duration is feasible. For example, factors related to the population density or the average travel distance for individuals to access health services could be affecting SA duration. High unemployment, especially during the current global financial crisis, could result in fewer SA episodes but of longer duration because workers may avoid taking work leave unless a condition is quite serious. In a previous study conducted in Norway, Krokstad and colleagues (2004), using multilevel analysis, provided evidence that these contextual factors can affect individual SA duration in persons who end up on permanent disability. They concluded that regions with high unemployment, low socioeconomic status, population decline and long commuting distance to public services were at a greater risk of disability. However, in our study, contextual factors seemed to have little influence on *comarca*-level variance, possibly due in part to residual confounding or unmeasured variables. In a separate study of sickness absence due to mental health diagnoses, Bratberg et al. (2009), also used a multilevel Cox model with incorporation of contextual factors similar to ours, such as unemployment rate and percentage of aging population, along with a deprivation index reflecting regional living conditions, among others. They found a marginal effect of several contextual factors on risk of progression to permanent disability in women but not men, as in our results, but did not further analyze the variability of these factors.

Among the individual-level determinants, the inciting diagnosis is one of the most important (Maeland et al. 1986; Reiso et al. 2003). In our study, the importance of the diagnosis was reflected in the larger amount of geographical variability explained by diagnosis, which was not surprising given the broad range of pathologies leading to lost work-time. Other variables

like age, sex and the state of current or previous health also have an effect (Marmot et al. 1995). Some of these factors (e.g., age, sex, occupation and employment status), are not modifiable, leaving us unable to influence them. But others, such as the diagnosis and entity managing the sickness absence, are amenable to interventions from a public administration standpoint (Delclós et al. 2012; Benavides et al. 2010). The diagnosis variable reflects not only the pathology that initiated the sickness absence episode, but also current approaches to its clinical management (including waiting times for diagnostic evaluations or specific procedures, use of evidence-based treatment guidelines, and return to work practices), all of which can affect SA duration, but whose efficiencies could be improved. Likewise, sharing of information on best case managing practices among those entities responsible for handling SA episodes could be promoted.

Largely, SA duration is a consequence of the effect of prognostic factors that act on its prevalence, with some factors lengthening and others reducing it. Despite individual characteristics explained a large proportion of the geographic variability, they still did not fully explain differences between similar individuals among *comarcas*. And, some residual geographical variation in SA duration persisted after adjusting for both individual and contextual levels variables. One of the possible explanations for the residual variability in our study, we should consider geographic differences in the proportion of populations with special clinical susceptibility and fragility, who are older or have significant functional limitations, or are in major need of health care resources.

Another factor to consider, and rarely addressed in the sickness absence literature, is geographic differences in medical practice. The medical practice directly affects the diagnosis, but it may also have contextual level effects related to the healthcare resources in the *comarca*, efficiencies in the delivery of medical services, the nature of the physician-patient relationship in urban versus rural areas or variations in medical practice patterns. Differences in administrative structures, waiting lists for non-urgent procedures, the level of computer and other technical support and in tracking of SA episodes could also be considered (von Knorring

et al. 2008; Marnetoft et al. 2007). We had little information on these variables to be able to investigate their effect in detail. In addition to the number of basic health units, we did, however, explore some other *comarca*-level health resources, such as number of private sector outpatient centers in each public health sector, and number of hospital beds per 1,000 population, but none of these showed significant effects in preliminary analyses and therefore were not included in the final models (data not shown). The effect medical practice variability on geographical differences in sickness absence patterns will need to be examined in future studies.

There are some methodological considerations to take into account when interpreting our findings. First, information on individual behavioral risk factors, comorbidities and health care utilization, all of this could potentially affect SA duration, was not available. Second, most SA incidence and duration studies that have used multilevel models have included individual and work-related factors (Labriola et al. 2006; Labriola 2008), but we did not have much information on the latter to compare our findings with that research. Moreover, we did not know the reason for case closure of each SA episode, which could have allowed more insight on SA duration, as we would have been able to analyze whether the case was closed due to cure or improvement of the worker, death or default, or a shift into permanent disability status (Duran et al. 2013).

In summary, SA is a major and complex public health issue that carries a significant economic burden (Alexanderson et al. 2004; Block et al. 2001), and has negative effects for employees, employers and society in general (Alexanderson 1998). Because of its complexity, the theoretical framework of its determinants should take into account the diverse and overlapping levels considered influential, including inciting medical diagnosis, individual factors, work-related variables, and aspects related to healthcare services, socioeconomics and sociopolitical factors (Loisel et al. 2005; Pransky et al. 2005). In this regard, our study contributes to a better understanding of sources of variability in the duration of sickness absence by using multilevel analysis that allows simultaneous examination of the effects of many of

these individual and contextual level factors. Further studies are necessary and encouraged, aimed at better conceptualizing and assessing these effects in terms of health care, social system and labor market legislation (Hensing 2004). Among these, one could examine variations in medical practice, as this could identify factors associated with inefficiencies in delivery of services, along with possible misuse or overuse of sickness absence benefits (Peiró et al. 2012). Increasing our knowledge on the role of these factors in determining the geographic differences in SA duration will also increase our ability to design actions to minimize regional differences.

Acknowledgments The authors would like to thank the Institut Català d’Avaluacions Mèdiques i Sanitàries for providing the database.

Competing of interest None declared.

Funding This study was partially funded by grants from the Fondo de Investigación Sanitaria (PI11/01470), the Canadian Institutes for Health Research (CIHR) and the Institut Català d’Avaluacions Mèdiques i Sanitàries.

REFERENCES

- Alexanderson K (1998). Sickness absence: a review of performed studies with focused on levels of exposures and theories utilized. *Scand J Soc Med* 26(4):241-9. doi:10.1177/14034948980260040301
- Alexanderson K, Norlund A (2004). Swedish Council on technology assessment in health care (SBU). Chapter 12. Future need for research. *Scand J Public Health* 63(suppl):256-8
- Anuario Económico de España (2011). La Caixa. Estudios y Análisis Económico. Anuario Económico de España. Available at: <http://www.lacaixa.comunicacions.com/se/pbae.php?idioma=esp> Accessed 20 Dec 2012
- Ballesteros M, Serra C, Martínez JM et al (2009). Comparación del coste de la incapacidad temporal por contingencia común en 2006 entre las provincias de Barcelona y Madrid. *Rev Esp Salud Pública* 83:453-61
- Benavides FG, Torá I, Martínez JM et al (2010). Evaluation of the management of nonwork-related sick leave lasting more than 15 days in Catalonia (Spain). *Gac Sanit* 24:215-9. doi:10.1016/j.gaceta.2009.12.002
- Block FS and Prins R, (eds) (2001). International Social Security Association. Who returns to work and why? A six-country study on work incapacity and reintegration. Block FS and Prins R, (eds). New Brunswick, New Jersey. Transaction Publishers.
- Bratberg E, Gjesdal S, Maeland JG (2009). Sickness absence with psychiatric diagnoses: individual and contextual predictors of permanent disability. *Health Place* 15:308-14. doi:10.1016/j.healthplace.2008.06.004
- Chaix B, Rosvall M, Merlo J (2007a). Assessment of the magnitude of geographical variations and socioeconomic contextual effects on ischaemic heart disease mortality: a multilevel survival analysis of a large Swedish cohort. *J Epidemiol Community Health* 61:349-55. doi:10.1136/jech.2006.047597
- Chaix B, Rosvall M, Merlo J (2007b). Recent increase of neighborhood socioeconomic effects on ischemic heart disease mortality: a multilevel survival analysis of two large Swedish cohorts. *Am J Epidemiol* 165:22-6. doi:10.1093/aje/kwj322
- Decret 105/2005, de 31 de maig, de delimitació de les regions sanitàries i dels sectors sanitaris del Servei

-
- Català de Salut. Diari Oficial de la Generalitat de Catalunya. Decret 105/2005, de 31 de maig, de delimitació de les regions sanitàries i dels sectors sanitaris del Servei Català de Salut. DOGC Núm. 4397-2.6
- Delclós J, Gimeno D, Torá I et al (2012). Distribution of the duration of nonoccupational sick leave by medical diagnosis (Catalonia, Spain, 2006-208). *Gac Sanit*. doi:10.1016/j.gaceta.2012.04.005
- Delcós J, García S, López JC et al (2010). Duración de la incapacidad temporal por contingencia común por grupos diagnósticos. *Arch Prev Riesgos Labor* 13(4):180-7
- Diez-Roux AV (2000). Multilevel analysis in public health research. *Annu Rev Public Health*. 21:171-92. doi:10.1146/annurev.publhealth.21.1.171
- Duran X, Martínez JM, Benavides FG (2013). Number of contracts and occupational categories as associated factors to the potential years of working life lost due to non-work related permanent disability. *Work* doi:10.3233/WOR-121522
- Hensing G (2004). Swedish council on technology assessment in health care (SBU). Chapter 4. Methodological aspects in sickness-absence research. *Scand J Public Health* 63:44-8
- Institut d'Estadística de Catalunya (2012). Generalitat de Catalunya. Institut d'Estadística de Catalunya. <http://www.idescat.cat/> Accessed 20 Dec 2012
- Krokstad S, Magnus P, Skrandal A et al (2004). The importance of social characteristics of communities for the medically based disability pension. *Eur J Public Health* 14(4):406-12. doi:10.1093/eurpub/14.4.406
- Labriola M, Lund T, Christensen KB et al (2006). Multilevel analysis of individual and contextual factors as predictors of return to work. *J Occup Environ Med* 48:1181-8. doi:10.1097/01.jom.0000243359.52562.a5
- Labriola, M (2008). Conceptual framework of sickness absence and return to work, focusing on both the individual and the contextual level. *Work* 30:377-87
- Larsen K, Merlo J (2005). Appropriate assessment of neighborhood effects on individual health: integrating random and fixed effects in multilevel logistic regression. *Am J Epidemiol* 161:81-8. doi:10.1093/aje/kwi017
- Lian M, Schootman M, Doubeni CA et al (2011). Geographic variation in colorectal cancer survival and the role of small-area socioeconomic deprivation: a multilevel survival analysis of the NIH-AARP
-

- Diet and Health Study Cohort. *Am J Epidemiol* 174(7):828-38. doi:10.1093/aje/kwr162.
- Loisel P, Coté P, Durand MJ et al (2005). Training the next generation of researchers in work disability prevention: the Canadian Work Disability Prevention CIHR Strategic Training Program. *J Occup Rehabil* 15:273-84. doi:10.1007/s10926-005-5936-8
- Maeland JG, Havik OE (1986). Return to work after a myocardial infarction: the influence of background factors, work characteristics and illness severity. *Scand J Soc Med* 14:183-95. doi:10.1177/140349488601400404
- Marmot M, Feeney A, Shipley M et al (1995). Sickness absence as a measure of health status and functioning: from the UK Whitehall II study. *J Epidemiol Community Health* 1995;49:124-30. doi:10.1136/jech.49.2.124
- Marnetoft SU, Selander J, Akerström B et al (2007). A comparison of perceived health, attitudes to work, leisure time, and social welfare systems among people in a rural area in the north of Sweden and among people in the city of Stockholm. *Work* 28:153-64
- Merlo J (2003). Multilevel analytical approaches in social epidemiology: measures of health variation compared with traditional measures of association. *J Epidemiol Community Health* 57:550-2. doi:10.1136/jech.57.8.550
- Merlo J, Chaix B, Ohlsson H et al (2006). A brief conceptual tutorial of multilevel analysis in social epidemiology: using measures of clustering in multilevel logistic regression to investigate contextual phenomena. *J Epidemiol Community Health* 60:290-7. doi:10.1136/jech.2004.029454
- Merlo J, Chaix B, Yang M et al (2005a). A brief conceptual tutorial on multilevel analysis in social epidemiology: interpreting neighbourhood differences and the effect of neighbourhood characteristics on individual health. *J Epidemiol Community Health* 59:1022-8. doi:10.1136/jech.2004.028035
- Merlo J, Chaix B, Yang M et al (2005b). A brief conceptual tutorial of multilevel analysis in social epidemiology: linking the statistical concept of clustering to the idea of contextual phenomenon. *J Epidemiol Community Health* 59:443-9. doi:10.1136/jech.2004.023473
- Merlo J, Yang M, Chaix B et al (2005c). A brief conceptual tutorial of multilevel analysis in social epidemiology: investigating contextual phenomena in different groups of people. *J Epidemiol Community Health* 59:729-36. doi:10.1136/jech.2004.023929

- Oakes DA (1992). Frailty models for multilevel event times. In survival data, state of the art, Lein JP, Goel PK (eds). Kluwer Academic Publishers: Dordrecht
- Peiró S, Bernal-Delgado E (2012). Variaciones en la práctica médica: apoyando la hipótesis nula en tiempos revueltos. *Rev Esp Salud Pública* 86:213-7
- Pransky G, Gatchel R, Linton SJ et al (2005). Improving return to work research. *J Occup Rehabil* 15:453-7. doi:10.1007/s10926-005-8027-y
- Reiso H, Nygård JF, Jørgensen GS et al (2003). Back to work: predictors of return to work among patients with back disorders certified as sick: a two-year follow-up study. *Spine (Phila Pa 1976)* 28:1468-73
- Roelen CA, Koopmans PC, Anema JR et al (2010). Recurrence of medically certified sickness absence according to diagnosis: a sickness absence register study. *J Occup Rehabil* 20:113-21. doi:10.1007/s10926-009-9226-8
- Therneau T (2012). Survival analysis, including penalized likelihood. Package 'survival', version 2.36-14. Available at: <http://cran.r-project.org/web/packages/survival/survival.pdf> Accessed 20 Dec 2012
- Therneau TM, Grambsch PM (2000). Modeling survival data: extending the Cox model. Springer Verlag: New York
- Torá-Rocamora I, Martínez JM, Delclos J et al (2010). Duration of work absence attributable to non work-related diseases by health regions in Catalonia. *Rev Esp Salud Pública* 84:61-9
- von Knorring M, Sundberg L, Löfgren A et al (2008). Problems in sickness certification of patients: a qualitative study on views of 26 physicians in Sweden. *Scand J Prim Health Care* 26:22-8. doi:10.1080/02813430701747695

Table 1. Variation in the duration of sickness absence episodes between *comarcas*, by sex and year. Catalonia, 2007 and 2010.

	Women							
	2007				2010			
	Region variance*	PCV	MHR	IHR	Region variance*	PCV	MHR	IHR
Empty model	0.0128		1.11	1.30	0.0174		1.13	1.36
Individual factors								
Age	0.0121	5.47	1.11	1.29	0.0166	4.05	1.13	1.35
Employment status	0.0115	10.26	1.11	1.28	0.0135	21.97	1.12	1.31
Entity managing the sick leave	0.0125	2.34	1.11	1.29	0.0175	-1.16	1.13	1.36
Economic activity branch	0.0120	6.25	1.11	1.29	0.0159	8.09	1.13	1.34
Diagnosis group	0.0104	18.75	1.10	1.27	0.0134	22.54	1.12	1.31
All individual factors	0.0083	34.92	1.09	1.23	0.0113	34.68	1.11	1.28
Contextual factors								
Number of basic health areas	0.0128	0.00	1.11	1.30	0.0147	15.03	1.12	1.32
Unemployment rate	0.0127	0.78	1.11	1.30	0.0167	3.47	1.13	1.35
Market share	0.0120	6.25	1.11	1.29	0.0131	24.28	1.12	1.30
All contextual factors	0.0131	-2.34	1.12	1.30	0.0145	16.18	1.12	1.32
Individual and contextual factors	0.0086	32.50	1.09	1.24	0.0107	38.15	1.10	1.27

PCV: Proportional change of variance (%); MHR: Median hazard ratio; IHR: Interquartile hazard ratio; * Statistically significant variance.

Table 1. Continued.

	Men							
	2007				2010			
	Region variance*	PCV	MHR	IHR	Region variance*	PCV	MHR	IHR
Empty model	0.0173		1.13	1.36	0.0172		1.13	1.35
Individual factors								
Age	0.0161	6.94	1.13	1.34	0.0143	16.86	1.13	1,32
Employment status	0.0155	10.40	1.13	1.33	0.0134	22.09	1.12	1,31
Entity managing the sick leave	0.0168	2.89	1.13	1.35	0.0172	0.00	1.13	1,35
Economic activity branch	0.0155	10.40	1.13	1.33	0.0141	18.02	1.13	1,32
Diagnosis group	0.0137	20.81	1.12	1.31	0.0144	16.28	1.12	1,32
All individual factors	0.0104	39.88	1.10	1.27	0.0093	45.93	1.10	1.25
Contextual factors								
Number of basic health areas	0.0172	0.58	1.13	1.35	0.0167	2.91	1.12	1,35
Unemployment rate	0.0159	8.09	1.13	1.34	0.0178	-3.49	1.13	1,36
Market share	0.0166	4.05	1.13	1.35	0.0159	7.56	1.11	1,34
All contextual factors	0.0167	3.47	1.13	1.35	0.0172	0.00	1.11	1.35
Individual and contextual factors	0.0104	39.88	1.10	1.27	0.0098	42.79	1.10	1.26

PCV: Proportional change of variance (%); MHR: Median hazard ratio; IHR: Interquartile hazard ratio; * Statistically significant variance.

Fig. 1 Geographical distribution of sickness absence (median duration) by *comarcas*, by sex and year. Catalonia, 2007 and 2010.

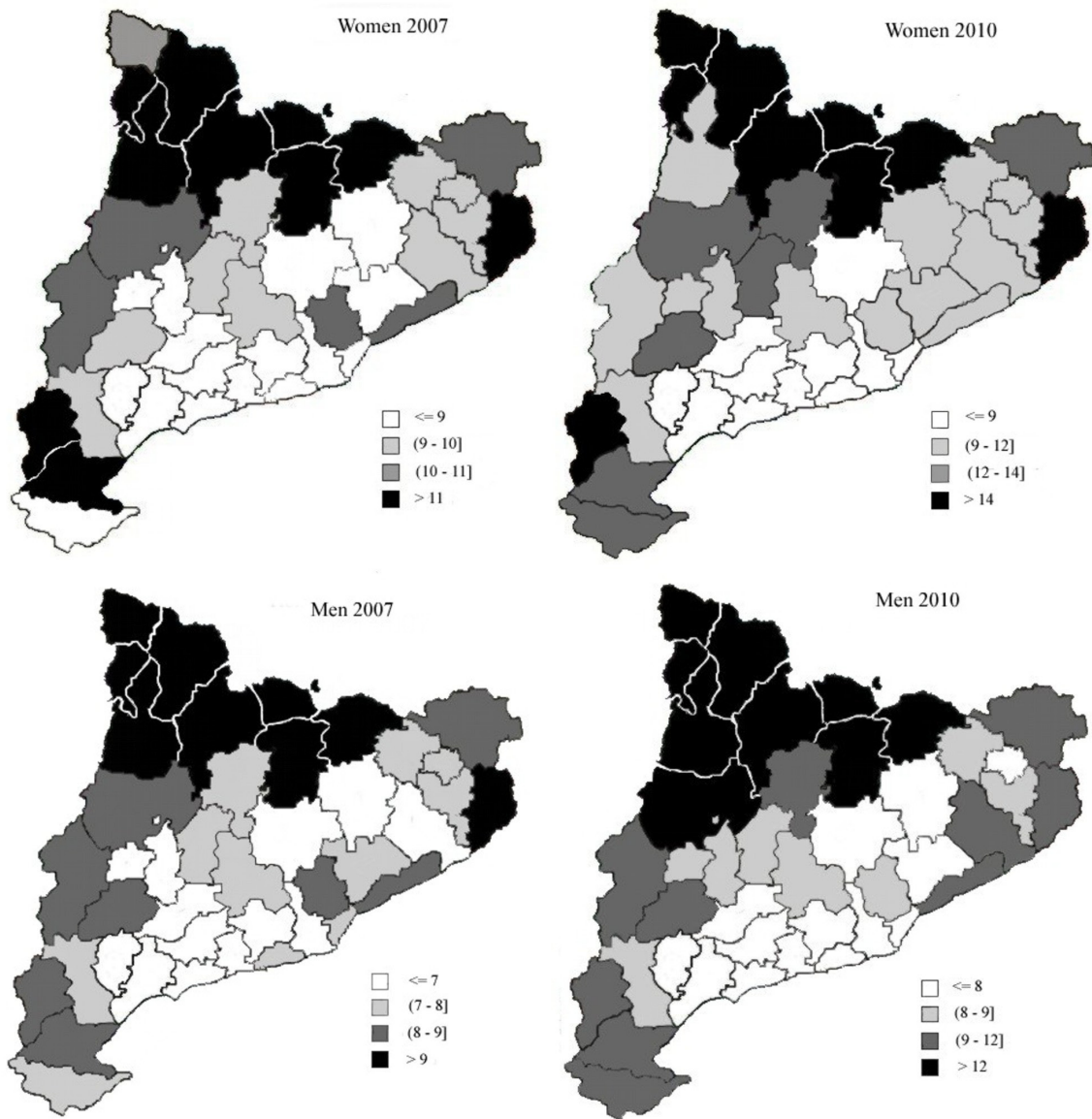


Table A. Distribution and duration of first episodes of sickness absence. Catalonia, 2007 and 2010.

	2007 (n=580, 959)		2010 (n=466,612)	
	Episodes (%)	MD (P25,75)	Episodes (%)	MD (P25,75)
Sex				
Male	295,880 (50.9)	8 (4,20)	214,871 (46.0)	8 (3,31)
Female	285,079 (49.1)	9 (4,27)	251,741 (54.0)	9 (3,36)
Age at onset of absence episode (years)				
16-28	143,287 (24.7)	6 (3,14)	85,628 (18.4)	5 (3,15)
29-35	142,249 (24.5)	7 (4,20)	115,572 (24.8)	7 (3,26)
36-45	145,119 (25.0)	8 (4,23)	126,971 (27.2)	8 (3,30)
>45	150,304 (25.9)	14 (6,42)	138,441 (29.7)	15 (5,62)
Employment status				
Under contract	552,620 (95.1)	8 (4,22)	441,140 (94.5)	8 (3,29)
Self-employed	28,339 (4.9)	30 (14,62)	25,472 (5.5)	50 (19,137)
Entity managing the sick leave				
National Institute of Social Security	274,711 (47.3)	9 (4,28)	154,966 (33.2)	8 (3,33)
Insurance company	306,248 (52.7)	8 (4,21)	311,646 (66.8)	8 (3,33)
Economic activity branch				
Agriculture, forestry and fishing	4,907 (0.8)	13 (5,41)	2,503 (0.5)	23 (7,75)
Mining and quarrying	901 (0.2)	7 (4,17)	579 (0.1)	8 (4,36)
Manufacturing	128,662 (22.1)	8 (4,20)	78,961 (16.9)	8 (3,29)
Electricity, gas, steam and air conditioning	1,006 (0.2)	10 (5,24)	685 (0.1)	11 (5,33)
Water supply; sewerage, waste management	4,527 (0.8)	9 (4,26)	4,375 (0.9)	8 (3,28)
Construction	60,013 (10.3)	8 (4,22)	35,575 (7.6)	11 (4,51)
Wholesale and retail trade; repair of vehicles	102,063 (17.6)	8 (4,23)	79,206 (17.0)	8 (3,33)
Transportation and storage	28,333 (4.9)	9 (4,25)	24,767 (5.3)	10 (4,40)
Accommodation and food service activities	24,856 (4.3)	11 (5,31)	23,941 (5.1)	12 (4,52)
Information and communication	9,782 (1.7)	8 (4,19)	9,800 (2.1)	7 (3,22)
Financial and insurance activities	8,914 (1.5)	9 (5,27)	6,821 (1.5)	9 (4,32)
Real estate activities	2,903 (0.5)	10 (5,31)	2,153 (0.5)	15 (5,60)
Professional, scientific and technical activities	20,781 (3.6)	8 (4,20)	18,395 (3.9)	8 (3,30)
Administrative and support service activities	45,371 (7.8)	9 (4,25)	41,341 (8.9)	8 (3,35)
Public administration and defense	68,290 (11.8)	9 (4,26)	40,145 (8.6)	8 (4,25)
Education	14,501 (2.5)	9 (5,23)	17,962 (3.8)	8 (4,30)
Human health and social work activities	31,209 (5.4)	9 (4,28)	53,069 (11.4)	8 (3,29)
Arts, entertainment and recreation	6,208 (1.1)	8 (4,24)	6,892 (1.5)	8 (3,34)
Other service activities	17,732 (3.1)	10 (5,30)	19,442 (4.2)	11 (4,47)
Total	580,959 (100.0)	8 (4,24)	466,612 (100.0)	8 (3,33)

MD: Median duration of the first sickness absence episodes, in days. P25,75: 25th and 75th percentiles of sickness absence duration, in days. ICD: International Classification of Disease

Table A. Continued.

	2007 (n=580, 959)		2010 (n=466,612)	
	Episodes (%)	MD (P25,75)	Episodes (%)	MD (P25,75)
Diagnosis group (ICD-10)				
II Neoplasms	5,894 (1.0)	32 (12,92)	7,722 (1.7)	74 (18,302)
I Infectious	68,552 (11.8)	4 (3,6)	53,310 (11.4)	3 (2,5)
III Hematology	935 (0.2)	29 (12,67)	809 (0.2)	41 (15,95)
IV Endocrinology	1,754 (0.3)	21 (10,50)	1,661 (0.4)	25 (9,64)
V Psychiatric	40,958 (7.1)	30 (12,79)	35,413 (7.6)	44 (13,138)
VI Neurology	6,219 (1.1)	16 (4,50)	6,279 (1.3)	15 (3,65)
VII Ophthalmology	7,532 (1.3)	9 (5,20)	5,733 (1.2)	9 (4,26)
VIII Otolaryngology	9,493 (1.6)	8 (4,17)	6,472 (1.4)	7 (3,15)
IX Cardiovascular	9,556 (1.6)	25 (11,60)	8,874 (1.9)	30 (11,103)
X Respiratory	145,984 (25.1)	5 (3,8)	91,724 (19.7)	4 (3,7)
XI Digestive	23,733 (4.1)	8 (4,29)	23,957 (5.1)	5 (2,23)
XII Dermatology	7,903 (1.4)	11 (5,22)	5,503 (1.2)	11 (5,25)
XIII Musculoskeletal	118,235 (20.4)	15 (7,42)	99,693 (21.4)	17 (7,61)
XIV Genitourinary	15,921 (2.7)	10 (5,21)	14,435 (3.1)	9 (4,21)
XV Pregnancy-puerperium	8,357 (1.4)	23 (10,57)	7,901 (1.7)	27 (9,77)
XVI Perinatal period	279 (0.0)	11 (4,44)	222 (0.0)	18 (4,45)
XVII Congenital anomaly	433 (0.1)	26 (11,71)	442 (0.1)	25 (11,71)
XVIII Not classified	30,521 (5.3)	6 (3,16)	30,689 (6.6)	5 (2,15)
XIX Traumatology	49,808 (8.6)	17 (8,43)	39,348 (8.4)	22 (9,64)
XX External causes	8,371 (1.4)	19 (8,43)	8,185 (1.8)	21 (8,54)
XXI Risk factors	20,521 (3.5)	19 (8,43)	18,240 (3.9)	25 (9,61)
Total	580,959 (100.0)	8 (4,24)	466,612 (100.0)	8 (3,33)

MD: Median duration of the first sickness absence episodes, in days. P25,75: 25th and 75th

percentiles of sickness absence duration, in days. ICD: International Classification of Disease

Table A. Continued.

	2007 (n=580, 959)		2010 (n=466,612)	
	Episodes (%)	MD (P25,75)	Episodes (%)	MD (P25,75)
Number of basic health areas				
2007				
≤ 7	96,722 (16.6)	8 (4,23)		
(7 - 14]	98,138 (16.9)	8 (4,21)		
≥ 15	386,099 (66.5)	9 (4,24)		
2010				
≤ 7			77,479 (16.6)	10 (4,40)
(7 - 14]			81,942 (17.6)	8 (3,34)
≥ 15			307,191 (65.8)	8 (3,32)
Unemployment rate (%)				
2007				
≤ 3.6	18,131 (3.1)	9 (5,25)		
(3.6-5.0]	94,269 (16.2)	8 (4,23)		
> 5.0	468,559 (80.7)	8 (4,24)		
2010				
≤ 9.2			13,733 (2.9)	11 (4,38)
(9.2-11.6]			225,859 (48.4)	8 (3,32)
> 11.6			227,020 (48.7)	9 (3,35)
Market share (Euros)				
2007				
≤ 1,836.80	12,584 (2.2)	9 (5,26)		
(13,836.8-73,561.8]	69,100 (11.9)	8 (4,23)		
> 73,561.8	499,275 (85.9)	8 (4,24)		
2010				
≤ 11,737.7			11,101 (2.4)	12 (5,42)
(11,737.7-78,457.3]			55,240 (11.8)	10 (4,40)
> 78,457.3			400,271 (85.8)	8 (3,33)
Total	580,959 (100.0)	8 (4,24)	466,612 (100.0)	8 (3,33)

MD: Median duration of the first sickness absence episodes, in days. P25,75: 25th and 75th

percentiles of sickness absence duration, in days. ICD: International Classification of Disease

5.2. Artículo 2

Individual and contextual-level effects on the magnitude of geographical variations in duration of sickness absence for musculoskeletal and mental health disorders

Isabel Torá-Rocamora (1,2), José Miguel Martínez (1,2), George Delclos (1,2,3), Josefina Jardí (4), Rafael Manzanera (4), Constança Alberti (4), Fernando G Benavides (1,2), David Gimeno (1,2,5)

(1) Center for Research in Occupational Health (CiSAL), Department of Experimental and Health Sciences, Universitat Pompeu Fabra. Barcelona, Spain.

(2) CIBER in Epidemiology and Public Health. Barcelona, Spain.

(3) Southwest Center for Occupational and Environmental Health, Division of Epidemiology, Human Genetics and Environmental Sciences. The University of Texas School of Public Health. Houston, Texas, USA.

(4) Institut Català d'Avaluacions Mèdiques i Sanitàries, Departament de Salut, Generalitat de Catalunya. Barcelona, Spain.

(5) Southwest Center for Occupational and Environmental Health, Division of Epidemiology, Human Genetics and Environmental Sciences. The University of Texas School of Public Health. San Antonio Campus. San Antonio, Texas, USA.

Corresponding author Isabel Torá-Rocamora, BSc, MOH, MPH. Center for Research in Occupational Health (CiSAL), Department of Experimental and Health Sciences, Universitat Pompeu Fabra. C/Doctor Aiguader 88. 08003 Barcelona, Spain. Phone: +34 933160872. Fax: +93 3160410. Email: isabel.tora@upf.edu

ABSTRACT

Background Sickness absence (SA) due to musculoskeletal disorders (MSDs) and mental health disorders represents a significant economic burden on society and the labor market. We examined variability in SA duration across geographical areas (*comarcas*: 41 non-overlapping territorial demarcations) of Catalonia taking into account both individual and contextual factors.

Methods All first SA episodes due to MSDs and mental health disorders ending in 2007 and 2010 were used. Individual- (sex, age, employment status, managing entity, economic activity) and contextual-factors (socioeconomic, labor market, healthcare resources) were examined to assess the degree to which they explained any geographical variability in SA duration. Cox proportional hazard regression models with episodes nested within *comarcas* were fitted to quantify the magnitude of geographical variability. Adjusted hazard ratios smoothed in each *comarca* were mapped in quartiles.

Results We found small but significant variability in SA duration for both diagnostic groups, sex, and greater in 2010 than 2007; this variability mostly decreased after adjustment for individual-level variables. Geographic patterns in SA duration were found after considering all individual and contextual factors, with shorter median durations in southeastern Catalonia.

Conclusions Geographical variability in SA duration was small but significant, with greater differences in 2010, mostly explained by individual factors, of which the most important was employment status.

Key words sickness absence, individual factors, contextual factors, musculoskeletal disorders, mental health disorders, multilevel analysis, survival

INTRODUCTION

The high societal, social and economic burden generated by non work-related sickness absence (SA) has generated increasing interest in identifying opportunities for better case management, controlling unnecessary time off and improving return-to-work opportunities (Roelen et al. 2010). Among the determinants for the duration of a SA episode, most of the literature has focused on individual factors, such as age and sex, giving less consideration to contextual factors such as socioeconomic environment, labor market forces, or the organization and quality of the health care delivery system (Benavides et al. 2005; Andrea et al. 2003). Although there is growing research examining the associations between individual and/or contextual factors regarding the duration of SA episodes, very few studies examine geographic variability and even fewer examine this variability in survival analysis with durations (Merlo et al. 2005a; Merlo et al. 2005b; Chaix et al. 2007a). Understanding the magnitude and determinants of geographical variations in SA duration may be key to facilitate planning and resource allocation, as well as to inform the design of interventions and strategies to improve case management.

Among the most important determinants of SA duration is the pathology leading to absence from work. Previous studies have shown that musculoskeletal disorders (MSDs) are the most frequent cause of SA (Alexanderson et al. 2005; Spelten et al. 2002; Kivimaki et al. 2007). Episodes initiated by mental health disorders are also frequent, but tend to last longer than MSDs, and are gaining greater weight as a cause of SA in developed countries (Kivimaki et al. 2007; Delclos et al. 2010). Few studies have examined these two frequent diagnostic groups, let alone the geographical variability of their duration. Conceivably, interactions of biological and societal factors differ for specific pathologies, with some SA episodes being heavily driven by the specific disease (e.g., tendon rupture) and less so by more external factors, whereas others (e.g., low back pain) are more likely to be influenced by contextual factors, such as the job environment and/or behavioral factors (Bertera 1991; Vargas-Prada 2012).

The aim of this study was to examine the magnitude of the geographical variability in SA duration across Catalonia (Spain), and how individual and/or contextual factors may explain this variability, for two specific diagnostic groups (i.e., musculoskeletal and mental health disorders) associated with frequent SA episodes, but of different duration, and a significant societal burden (Labriola 2006).

METHODS

Data sources and variables

The Catalanian Institute of Medical and Health Evaluations (ICAMS, by its Catalan acronym), is the entity responsible for recording episodes of SA in Catalonia. The ICAMS Integrated Management System for Sickness Absence (SIGIT, by its Catalan acronym) covers all primary care centers in Catalonia; physicians in these centers are initially responsible for certifying and electronically entering all episodes of SA. From these records, we obtained individual-level data on start and end dates of each SA episode and, thus, (from which we obtained SA duration), sex, age, employment status (salaried or self-employed), the entity responsible for sick leave management (National Institute of Social Security or a mutual insurance company), 19 economic activity branches according to the International Standard Industrial Classification of All Economic Activities, Rev.4 (International Standard Industrial Classification of All Economic Activities 2012), the group diagnosis codes according to the International Classification of Diseases, 10th Revision (ICD-10), and 41 non-overlapping territorial demarcations, also known as *comarcas* (similar to counties). Data were obtained on all first SA episodes caused by MSDs (ICD-10 codes M00-M99) and mental health disorders (F00-F99), recorded in Catalonia, and ending in the years 2007 and 2010, first and last year that we have data available. These two years were selected on the assumption that they reflected two distinctly different periods in relation to the global financial crisis, which began in Spain around 2008 and continues.

Data on geographical contextual factors (*comarca*-level) for health resources, labor market and socioeconomic status were also collected. Specifically, as a surrogate for the number of physicians of the National Health Service in Catalonia and primary care centers we obtained the number of basic health units (Decret 105/2005). Unemployment rates (percentage of the labor force, that is, 16 to 64 years of age, in relation to the total population) for each *comarca* were also recorded, obtained from the Catalonian Government Statistics Institute (IDESCAT, by its Catalan acronym) (Institut d'Estadística de Catalunya 2012). Finally, as a we used a summary measure of the socioeconomic status of each *comarca*. For this, we recorded estimates of “market share”, a comparative index of consumer power obtained by a model equivalent to an average index number of variables for a municipality (population, number of telephones, cars, banks, trucks, and retail commercial activities); these data were available in the Annual Economic Yearbook of Spain (La Caixa 2012). Each of these three geographical contextual indicators was then divided into tertiles.

Statistical analysis

All analyses were stratified by sex and year (2007 and 2010), the distribution and duration of first episodes of sickness absence were summarized as the median duration and the 25th and 75th percentiles.

We quantified the magnitude of the variability among *comarcas* by sex, year and diagnostic group, by fitting a series of multilevel Cox proportional hazard regression models with episodes nested within *comarcas* (Therneau et al. 2000; Oakes 1992), which included Gaussian-distributed random effects by *comarca*. To this end, we first fitted an empty multilevel survival model, i.e., a model without any explanatory covariates. Next, we constructed different models separately for each of the covariates, for both individual and contextual factors. After this, we fitted two models in each of the groups: a model that included only the individual-level factors, and a separate model that incorporated only the three contextual-level factors. Finally, we constructed a full model that included both the individual and contextual factors.

For the variance estimate of the *comarca*-level random effect of each model we quantified the geographical variability in SA duration. We computed the median hazard ratio (MHR) and the interquartile hazard ratio (IHR) (Chaix et al. 2007a; Chaix et al. 2007b; Lian et al. 2011), to simplify the interpretation of the geographical differences in SA duration. The MHR measures the median value of the hazard ratio between two individuals randomly chosen from different *comarcas*, where the hazard ratio is defined as the ratio of the hazards of one individual in the highest “risk” *comarca* to another individual in the lowest “risk” *comarca* (Chaix et al. 2007a; Merlo 2003). This measure, MHR, takes values ≥ 1 , where values close to one reflect little greater *comarca*-level variability in SA duration (Chaix et al. 2007b). The IHR measures the differences in SA duration between the 25% of individuals in the highest “risk” *comarca* (i.e., shorter SA duration) and the 25% of individuals in the lowest “risk” *comarca* (longer SA duration) (Lian et al. 2011).

Furthermore, to examine the geographical distribution of the SA duration by *comarca* after adjusting by individual and contextual factors, we also created maps depicting the adjusted hazard ratio smoothed for each *comarca* based on the final full model (i.e., the model that incorporated both individual and contextual factors), by quartiles, and separately by sex, year, and type of pathology. The adjusted hazard ratios were obtained based on the exponent of the *comarcas*' random effects.

RESULTS

In 2007 there were 118,235 first episodes of SA of MSDs, 51.7% in women; for mental health disorders (40,958 episodes), 62.5% occurred in women. In 2010 there were fewer episodes in both diagnostic groups (99,693 MSDs and 35,413 mental health), but still a predominance of cases occurred among women (55.6% and 63.5%, respectively).

In general, the median duration of SA episodes due to MSDs was about half the duration of mental health disorders, with the longest durations for both disorders occurring in 2010 [MSDs (median, 17 days; 25th percentile, 7 days; 75th percentile, 61 days); mental health

disorders (median, 44 days; 25th percentile, 13 days; 75th percentile, 138 days)]. Duration of SA was longer in men than in women, except in 2010 for mental health disorders. (Table 1)

Statistically significant differences in *comarca*-level variance of SA duration were observed in all of the fitted regression models, both for MSDs as well as mental health disorders. (Tables 2 and 3)

When we fitted the empty model for MSDs in women, there was a two-fold increase in *comarca*-level variance between 2007 and 2010 (0.0035 versus 0.0069), whereas essentially no differences were noted for men (0.0065 versus 0.0077). Overall, variance values were small but statistically different from zero (Table 2). The greatest variability was for men in 2010 (*comarca*-level variance=0.0077, MHR=1.09, IHR=1.23), and the lowest risk (i.e., longer duration) was for women in 2007 (*comarca*-level variance=0.0035, MHR=1.06, IHR=1.15). For this same diagnostic group, there were no differences in the variability of SA duration among *comarcas*, except for men in 2010, where there were decreases in both the model that included all individual-level factors (*comarca*-level variance=0.0055, MHR=1.07, IHR=1.19) and in the final combined model (*comarca*-level variance=0.0043, MHR=1.07, IHR=1.18).

Unlike MSDs, for mental health disorders we found more differences in SA duration by year. In the empty model, the variance more than tripled from 2007 to 2010, for both men (0.0050 versus 0.0169) and women (0.0044 versus 0.0147). In terms of MHR and IHR, these measures changed from 1.07 to 1.13 and from 1.18 to 1.35, respectively in men, and from 1.07 and 1.17 to 1.12 and 1.32, respectively in women. For mental health disorders in 2007, for both men and women, there were no large differences in SA duration variability between *comarcas* when the individual-only, contextual-only and combined fitted models were compared to the empty model (Table 3). Likewise, there were no major differences in the magnitude of the *comarca*-level variance for this year when men were compared to women (0.0052 versus 0.0047, for the combined model). In contrast, for 2010, for men and as compared to the empty model, variability for mental health disorders decreased slightly after introducing economic activity branch (*comarca*-level variance=0.0142, MHR=1.12, IHR=1.32), employment status

(*comarca*-level variance=0.0129, MHR=1.11, IHR=1.30), and both individual and contextual level factors together (*comarca*-level variance=0.0128, MHR=1.11, IHR=1.30). For women, variability of SA duration also decreased after individually introducing employment status and economic activity branch (*comarca*-level variance=0.0123, MHR=1.11, IHR=1.29 in both cases), and the contextual-level factor number of basic health units (*comarca*-level variance=0.0126, MHR=1.11, IHR=1.30). The greatest decrease in variability between *comarcas*, however, was noticed in the model that incorporated all individual-level factors (*comarca*-level variance=0.0102, MHR=1.10, IHR=1.26) and, especially, in the final combined model, where the decrease approached 50% (*comarca*-level variance=0.0081, MHR=1.09, IHR=1.23).

Figure 1 depicts the geographical distribution of the adjusted hazard ratios by all individual- and contextual-level factors, for each sex, year, and diagnostic group. For MSDs in men in both years, a pattern was observed with the highest risks (i.e., lowest SA duration) mainly situated in southeast Catalonia and the lowest risks (i.e., longest durations) in the northwest. For women in 2007, there was no clear pattern, but by 2010 the distribution of risk was similar to men, with the lowest risks being observed mainly in the north. For mental health disorders, the geographical distribution of adjusted hazard ratios appeared to be similar for both years and sex, with the lowest risk occurring mainly in the *comarcas* of the northwest of Catalonia.

DISCUSSION

This study found that, at least for MSDs and mental health disorders, individual factors explain a large amount of the geographical variability of SA duration. But even after jointly fitting all individual and contextual factors, some residual geographical variation persisted, especially for mental health disorders. There were some common findings for both disorders, although the magnitude differed. For both, in 2010 there were fewer episodes, but median duration increased. In 2007, there was little reduction in variability between the empty and full

models, but in 2010 variability decreased substantially when both individual and contextual variables were incorporated into the models. This reduction in 2010 was greatest for men with MSDs and mental health disorders in women. We also found a consistent geographical pattern for both diagnoses, more so for MSDs, with shorter durations in southeast Catalonia.

Many individual factors can affect SA duration, including sex, age, current and pre-existing health status, occupation, and employment status (Marmot et al. 1995). In our study, the individual factors had a greater effect on reducing variability. Some of these, such as longer durations among women and older age groups, are well described (Alexanderson et al. 2005; Hensing et al. 2006). Others, such as employment status, with longer duration among self-employed persons, are less well described but had a large effect. Some of these factors are more modifiable than others. For example, the entity managing an episode or the diagnosis, which is a surrogate for more than just the inciting pathology (reflecting approaches that range from diagnosis protocols to differences in treatment) could conceivably be targeted for improved efficiency through specific interventions (Maeland et al. 1986; Reiso et al. 2003). Among the wide range of pathologies that may cause SA, MSDs and mental health disorders are the most frequent in Western societies, are increasing in western Europe, and also generate some of the highest disability costs (Alexanderson et al. 2005; Henderson et al. 2005; Bratberg et al. 2009).

In addition to individual factors, more remote, contextual factors also affect SA duration, although in our study they had a lesser effect. This could be due to a true lesser effect or, possibly, there were important contextual factors that we did not measure (Alexanderson et al. 2005; Leijon et al. 1998; Gjesdal et al. 2011; Leijon et al. 2004). Geographic differences in population density, the distance that people must travel to access health services, or residing in to an urban versus rural area could all influence SA duration (Weich et al. 1998).

One of the reasons for the differences between 2007 and 2010 could be the severe economic crisis that reached full force in 2010. Selecting indicators of a crisis in a study such as this is not straightforward, as many parameters (both individual and contextual) could be affected by this hardship. For example, fear of unemployment could be causing fewer SA

episodes but may contribute to lengthening its duration since workers might avoid losing time from work unless the medical condition is serious or more advanced (Audas et al. 2001). Self-employed persons may be more vulnerable to the effects of a crisis than salaried employees with otherwise steady jobs. Or, given dramatic cuts in public spending for health care, waiting lists for non-emergency procedures, equipment and the level of technical support, may differ substantially between areas, as can poverty levels and unemployment, especially for mental health disorders (Weich et al. 1998).

Whereas several studies of sickness absence have focused on associations between individual and/or contextual factors, very few have examined the geographic variability of its duration. This is more the case with MSDs than mental health disorders (Bratberg et al. 2009). Moncrieff et al. (2000), examined geographical distribution of SA rates for mental disorders and found that areas with fewer skilled workers, but high unemployment and deprivation had higher SA rates. Duncan et al. (1995) also found that regional deprivation explains most psychiatric morbidity.

There are important strengths in our study. We had access to a very complete database of SA in Catalonia, a region of 7 million people, capturing all cases, which strengthens the representativeness and generalizability of the results. Also, to our knowledge, this is the first study of SA duration due to two common disorders that uses a sophisticated statistical analytical approach to examine the joint effects of numerous variables at two levels on geographic variability, with implications for better SA case management.

Among the limitations, information regarding specific aspects of access to and use of healthcare services, or of individual behaviors, were not available to us. Although we used three different contextual-level variables, these may have been crude or insufficient indicators of these macro-level factors. Initially, we had explored some other information about health resources and population, including population, number of private sector outpatient in each public health sector, or number of hospital beds per 1,000 population, but none showed a significant effect in a preliminary analysis and were discarded (data not shown). In addition, we

had no socioeconomic information available at the *comarca* level, such as number of employment contracts, economic prosperity or deprivation index, education, earnings, that could have allowed a more detailed evaluation of effects. In addition, although we looked at differences across more than 40 *comarcas*, there may have been significant residual within-*comarca* variability in terms of socioeconomic conditions and health resources, especially in the larger *comarcas*, resulting in a certain degree of misclassification bias (Krokstad et al. 2004). Finally, we lacked information on work-related factors (such as physical job demands, which may affect return to work from an MSD) or comorbidities.

The paucity of literature on geographic variability of SA duration makes it difficult to compare our results to previous studies; hence, we can only consider our results as being preliminary, but this can help generate new hypotheses.

In general, studies that have attempted to explain the geographical variability in general SA duration, in particular mental disorders, have also found that, after considering individual factors, the remaining variability attributable to higher level contextual variables, is usually small. However, Blackey and Woodward (2000), note that even small differences are not minor in public health, and especially for mental health, they argue that contextual factors can have a direct effect or may influence other intervening factors that mediate its effect.

Knowledge of basic epidemiological patterns that identify and characterize populations at risk of SA is necessary in order to plan specific improvement programs and interventions. The multifaceted nature of the SA duration is reflected in a wide range of related determinants, arising at various levels. Studies that further conceptualize and evaluate the effects of geographical context in terms of health care resources, social and economic systems are needed.

Acknowledgments The authors would like to thank the Institut Català d’Avaluacions Mèdiques i Sanitàries for providing the database.

Competing of interest None declared.

Funding This study was partially funded by grants from the Fondo de Investigación Sanitaria (PI11/01470), the Canadian Institutes for Health Research (CIHR) and the Institut Català d’Avaluacions Mèdiques i Sanitàries.

REFERENCES

- Alexanderson KA, Borg KE, Hensing GK (2005). Sickness absence with low-back, shoulder, or neck diagnoses: an 11-year follow-up regarding gender differences in sickness absence and disability pension. *Work* 25(2):115-24.
- Andrea H, Beurskens AJHM, Metsemakers JFM, van Amelsvoort LGPM, van den Brant PA, van Schayck CP (2003). Health problems and psychosocial work environment as predictors of long term sickness absence in employees who visited the occupational physician and/or general practitioner in relation to work: a prospective study. *Occup Environ Med* 60:295-300. doi:10.1136/oem.60.4.295
- Audas R, Goddard J (2001). Absenteeism, seasonality, and the business cycle. *J Econ Bus* 53(4):405-19. doi:10.1016/S0148-6195(01)00038-8
- Benavides FG, Castejón J, Gimeno D, Porta M, Mestres J, Simonet P (2005). Certification of occupational diseases as common diseases in a primary health care setting. *Am J Ind Med* 47(2):176-80. doi:10.1002/ajim.20128
- Bertera RL (1991). The effects of behavioral risks on absenteeism and health-care costs in the workplace. *J Occup Med* 33(11):1119-24.
- Blakely TA, Woodward A (2000). Ecological effects in multi-level studies. *J Epidemiol Community Health* 54(5):367-74. doi:10.1136/jech.54.5.367
- Bratberg E, Gjesdal S, Mæland JG (2009). Sickness absence with psychiatric diagnoses: individual and contextual predictors of permanent disability. *Health Place* 15(1):308-14. doi:10.1016/j.healthplace.2008.06.004
- Chaix B, Rosvall M, Merlo J (2007a). Assessment of the magnitude of geographical variations and socioeconomic contextual effects on ischaemic heart disease mortality: a multilevel survival analysis of a large Swedish cohort. *J Epidemiol Community Health* 61(4):349-55. doi:10.1136/jech.2006.047597
- Chaix B, Rosvall M, Merlo J (2007b). Recent increase of neighborhood socioeconomic effects on ischemic heart disease mortality: a multilevel survival analysis of two large Swedish cohorts. *Am J Epidemiol* 165(1):22-6. doi:10.1093/aje/kwj322
- Delclós J, García S, López JC, Sampere M, Serra C, Plana M, et al. (2010). Duración de la incapacidad temporal por contingencia común por grupos diagnósticos. *Arch Prev Riesgos Labor* 13(4):180-7.

- Decret 105/2005. Diari Oficial de la Generalitat de Catalunya. Decret 105/2005, de 31 de maig, de delimitació de les regions sanitàries i dels sectors sanitaris del Servei Català de Salut. DOGC Núm. 4397-2.6.2005.
- Duncan C, Jones K, Moon G (1995). Psychiatric morbidity: a multilevel approach to regional variations in the UK. *J Epidemiol Community Health* 49(3):290-5. doi:10.1136/jech.49.3.290
- Institut d'Estadística de Catalunya (2012). Generalitat de Catalunya. www.idescat.cat Accessed 5 Sep 2012.
- Gjesdal S, Bratberg E, Mæland JG (2011). Gender differences in disability after sickness absence with musculoskeletal disorders: five-year prospective study of 37,942 women and 26,307 men. *BMC Musculoskeletal Disord*. <http://www.biomedcentral.com/1471-2474/12/37>
- Henderson M, Glozier N, Holland K (2005). Long term sickness absence. Is caused by common conditions and needs managing. *BMJ* 330(7495):802-3. doi:10.1136/bmj.330.7495.802
- Hensing G, Andersson L, Brage S (2006). Increase in sickness absence with psychiatric diagnosis in Norway: a general population-based epidemiologic study of age, gender and regional distribution. *BMC Med* 4:19-28. doi:10.1186/1741-7015-4-19
- International Standard Industrial Classification of All Economic Activities (2012), Rev 4. Detail structure and explanatory notes. <http://unstats.un.org/unsd/cr/registry/regcst.asp?Cl=27> Accessed 26 Nov 2012.
- Kivimaki M, Ferrie JE, Hagberg J, Head J, Westerlund H, Vahtera J, et al. (2007). Diagnosis-specific sick leave as a risk marker for disability pension in a Swedish population. *J Epidemiol Community Health* 61(10):915-20. doi:10.1136/jech.2006.055426
- Krokstad S, Magnus P, Skrondal A, Westin S (2004). The importance of social characteristics of communities for the medically based disability pension. *Eur J Public Health* 14(4):406-12. doi:10.1093/eurpub/14.4.406
- La Caixa (2012). Estudios y Análisis Económico. Anuario Económico de España. <http://www.lacaixa.comunicacions.com/se/pbae.php?idioma=esp> Accessed 5 Sep 2012.
- Labriola M (2006). Work environment factors associated with long-term sickness absence and return to work [dissertation]. Copenhagen, Denmark: University of Copenhagen.

-
- Leijon M, Hensing G, Alexanderson K (1998). Gender trends in sick-listing with musculoskeletal symptoms in a Swedish county during a period of rapid increase in sickness absence. *Scand J Soc Med* 26(3):204-13. doi:10.1177/14034948980260031101
- Leijon M, Hensing G, Alexanderson K (2004). Sickness absence due to musculoskeletal diagnoses: associations with occupational gender segregation. *Scand J Public Health* 32(2):94-101. doi:10.1080/14034940310006195
- Lian M, Schootman M, Doubeni CA, Park Y, Major JM, Stone RA, et al. (2011). Geographic variation in colorectal cancer survival and the role of small-area socioeconomic deprivation: a multilevel survival analysis of the NIH-AARP diet and health study cohort. *Am J Epidemiol* 174(7):828-38. doi:10.1093/aje/kwr162
- Maeland JG, Havik OE (1986). Return to work after a myocardial infarction: the influence of background factors, work characteristics and illness severity. *Scand J Soc Med* 14(4):183-95. doi:10.1177/140349488601400404
- Marmot M, Feeney A, Shipley M, North F, Syme SL (1995). Sickness absence as a measure of health status and functioning: from the UK Whitehall II study. *J Epidemiol Community Health* 49(2):124-30.
- Merlo J, Chaix B, Yang M, Lynch J, Rastam L (2005a). A brief conceptual tutorial of multilevel analysis in social epidemiology: linking the statistical concept of clustering to the idea of contextual phenomenon. *J Epidemiol Community Health* 59(6):443-9. doi: 10.1136/jech.2004.023473
- Merlo J, Yang M, Chaix B, Lynch J, Rastam L (2005b). A brief conceptual tutorial of multilevel analysis in social epidemiology: investigating contextual phenomena in different groups of people. *J Epidemiol Community Health* 59:729-36. doi: 10.1136/jech.2004.023929
- Merlo J (2003). Multilevel analytical approaches in social epidemiology: measures of health variation compared with traditional measures of association. *J Epidemiol Community Health* 57:550-2. doi:10.1136/jech.57.8.550
- Moncrieff J, Pomerleau J (2000). Trends in sickness benefits in Great Britain and the contribution of mental disorders. *J Public Health Med* 22(1):59-67. doi:10.1093/pubmed/22.1.59
- Oakes DA (1992). Frailty models for multilevel event times. In survival data, state of the art, Lein JP, Goel PK (eds). Kluwer Academic Publishers: Dordrecht.

- Reiso H, Nygård JF, Jørgensen GS, Holanger R, Soldal D, Bruusgaard D (2003). Back to work: predictors of return to work among patients with back disorders certified as sick: a two-year follow-up study. *Spine (Phila Pa 1976)*. 28(13):1468-73.
- Roelen CAM, Koopmans PC, Anema JR, van der Beek AJ (2010). Recurrence of medically certified sickness absence according to diagnosis: a sickness absence register study. *J Occup Rehabil* 20(1):113-21. doi:10.1007/s10926-009-9226-8
- Spelten ER, Sprangers MA, Verbeek JH (2002). Factors reported to influence the return to work of cancer survivors: a literature review. *Psychooncology* 11(2):124-31. doi:10.1002/pon.585
- Therneau TM, Grambsch PM (2000). *Modeling survival data: extending the Cox model*. Springer Verlag: New York.
- Vargas-Prada S, Serra C, Martínez JM, Ntani G, Delclos GL, Palmer KT, et al. (2012). Psychological and culturally-influence risk factors for the incidence and persistence of low back pain and associated disability in Spanish workers: findings from the CUPID study. *Occup Environ Med* 70(1):57-62. doi:10.1136/oemed-2011-100637
- Weich S, Lewis G (1998). Poverty, unemployment, and common mental disorders: population based cohort study. *BMJ* 317(7151):115-9.

Table 1. Distribution and duration of first episodes of sickness absence for musculoskeletal and mental health disorders, by sex and year. Catalonia, 2007 and 2010.

	2007			2010		
	Episodes (%)	Days (%)	MD (P25,75)	Episodes (%)	Days (%)	MD (P25,75)
<i>Musculoskeletal disorders</i>						
Female	61,137 (51.7)	2,614,642 (58.1)	18 (8,51)	55,395 (55.6)	3,214,477 (56.2)	21 (8,66)
Male	57,098 (48.3)	1,884,343 (41.9)	12 (6,32)	44,298 (44.4)	2,501,044 (43.8)	14 (6,54)
<i>Total</i>	<i>118,235 (100.0)</i>	<i>4,498,985 (100.0)</i>	<i>15 (7,42)</i>	<i>99,693 (100.0)</i>	<i>5,715,521 (100.0)</i>	<i>17 (7,61)</i>
<i>Mental health disorders</i>						
Female	25,587 (62.5)	1,676,638 (64.7)	30 (12,83)	22,482 (63.5)	2,249,470 (61.8)	43 (12,134)
Male	15,371 (37.5)	912,983 (35.3)	28 (11,73)	12,931 (36.5)	1,387,625 (38.2)	46 (13,147)
<i>Total</i>	<i>40,958 (100.0)</i>	<i>2,589,621 (100.0)</i>	<i>30 (12,79)</i>	<i>35,413 (100.0)</i>	<i>3,637,095 (100.0)</i>	<i>44 (13,138)</i>

MD: Median duration of the first sickness absence episodes, in days. P25,75: 25th and 75th percentiles of sickness absence duration, in days.

5. RESULTADOS

Table 2. Variation in the duration of sickness absence episodes for musculoskeletal disorders between *comarcas*, by sex and year. Catalonia, 2007 and 2010.

Musculoskeletal	Men						Women					
	2007			2010			2007			2010		
	Comarca-level variance*	MHR	IHR	Comarca-level variance*	MHR	IHR	Comarca-level variance*	MHR	IHR	Comarca-level variance*	MHR	IHR
Baseline model	0.0065	1.08	1.20	0.0077	1.09	1.23	0.0035	1.06	1.15	0.0069	1.08	1.21
Individual factors												
Age	0.0064	1.08	1.20	0.0073	1.09	1.22	0.0041	1.06	1.16	0.0064	1.08	1.20
Employment status	0.0069	1.08	1.21	0.0059	1.08	1.19	0.0034	1.06	1.15	0.0053	1.07	1.18
Entity managing the sick leave	0.0056	1.07	1.19	0.0079	1.09	1.23	0.0031	1.05	1.14	0.0070	1.08	1.21
Economic activity branch	0.0069	1.08	1.21	0.0068	1.08	1.21	0.0033	1.06	1.14	0.0059	1.08	1.19
All individual factors	0.0063	1.08	1.20	0.0055	1.07	1.19	0.0036	1.06	1.15	0.0049	1.07	1.18
Contextual factors												
Number of basic health areas	0.0069	1.08	1.21	0.0067	1.08	1.21	0.0037	1.06	1.15	0.0056	1.07	1.19
Unemployment rate (%)	0.0066	1.08	1.21	0.0076	1.09	1.22	0.0038	1.06	1.15	0.0071	1.08	1.21
Market share (Euros)	0.0070	1.08	1.21	0.0068	1.08	1.21	0.0034	1.06	1.14	0.0058	1.08	1.19
All contextual factors	0.0071	1.08	1.21	0.0074	1.09	1.22	0.0039	1.06	1.16	0.0056	1.07	1.19
Individual and contextual factors	0.0067	1.08	1.21	0.0053	1.07	1.18	0.0042	1.06	1.16	0.0045	1.07	1.17

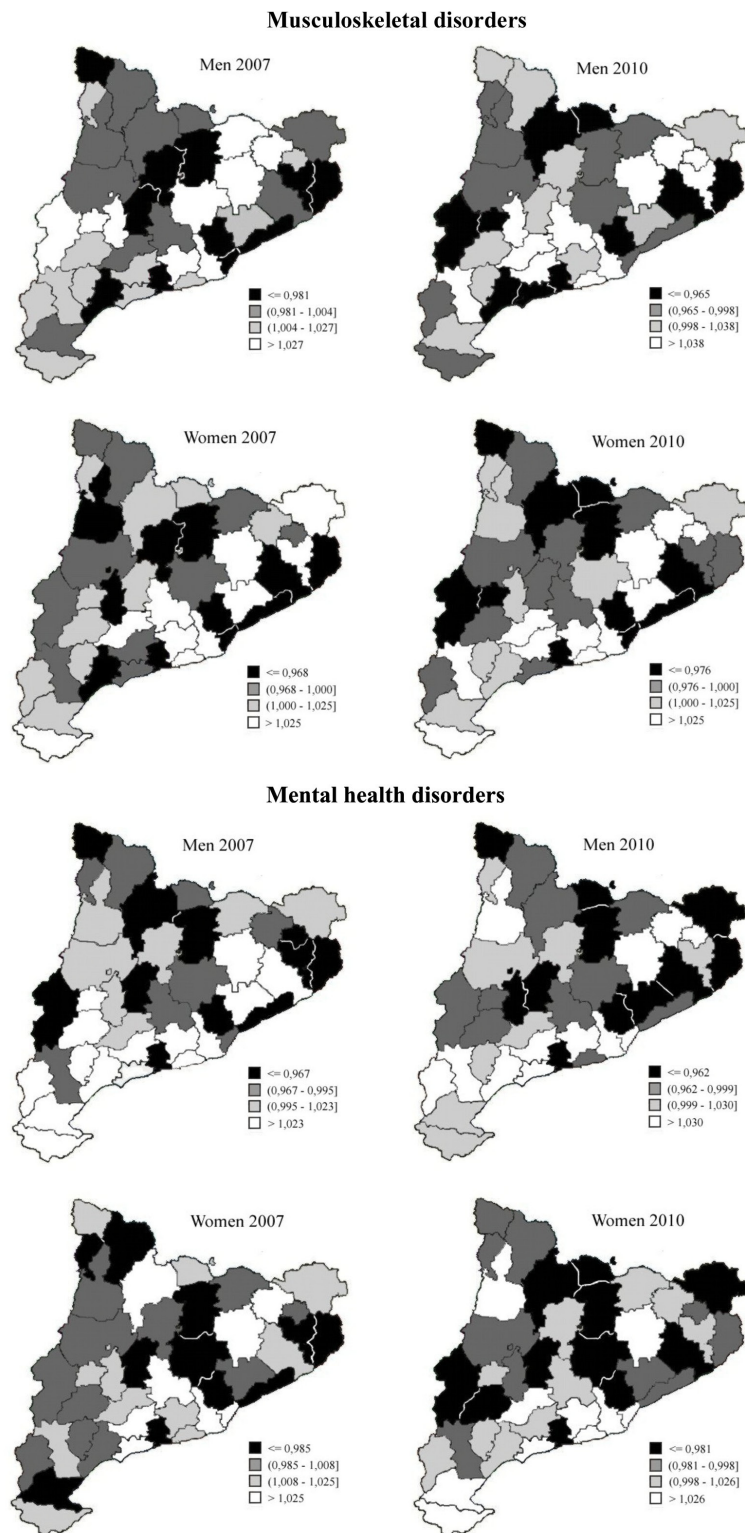
MHR: Median hazard ratio; IHR: Interquartile hazard ratio; * Statistically significant variance.

Table 3. Variation in the duration of sickness absence episodes for mental health disorders between *comarcas*, by sex and year. Catalonia, 2007 and 2010.

Mental health disorders	Men						Women					
	2007			2010			2007			2010		
	Comarca-level variance*	MHR	IHR	Comarca-level variance*	MHR	IHR	Comarca-level variance*	MHR	IHR	Comarca-level variance*	MHR	IHR
Baseline model	0.0050	1.07	1.18	0.0169	1.13	1.35	0.0044	1.07	1.17	0.0147	1.12	1.32
Individual factors												
Age	0.0044	1.07	1.17	0.0156	1.13	1.33	0.0046	1.07	1.17	0.0142	1.12	1.32
Employment status	0.0049	1.07	1.18	0.0129	1.11	1.30	0.0044	1.07	1.17	0.0123	1.11	1.29
Entity managing the sick leave	0.0044	1.07	1.17	0.0169	1.13	1.35	0.0041	1.06	1.16	0.0146	1.12	1.32
Economic activity branch	0.0051	1.07	1.18	0.0142	1.12	1.32	0.0045	1.07	1.17	0.0123	1.11	1.29
All individual factors	0.0038	1.06	1.15	0.0104	1.10	1.27	0.0042	1.06	1.16	0.0102	1.10	1.26
Contextual factors												
Number of basic health areas	0.0057	1.07	1.19	0.0169	1.13	1.35	0.0043	1.06	1.16	0.0126	1.11	1.30
Unemployment rate (%)	0.0057	1.07	1.19	0.0170	1.13	1.35	0.0045	1.07	1.17	0.0161	1.13	1.34
Market share (Euros)	0.0056	1.07	1.19	0.0163	1.13	1.34	0.0044	1.07	1.16	0.0148	1.12	1.32
All contextual factors	0.0067	1.08	1.21	0.0193	1.14	1.38	0.0052	1.07	1.18	0.0121	1.11	1.29
Individual and contextual factors	0.0052	1.07	1.18	0.0128	1.11	1.30	0.0047	1.07	1.17	0.0081	1.09	1.23

MHR: Median hazard ratio; IHR: Interquartile hazard ratio; * Statistically significant variance.

Figure 1. Geographical distribution of sickness absence duration (adjusted hazard ratios by all individual- and contextual-factors), for each sex, year, and by type of health disorder. Catalonia, 2007 and 2010.



5.3. Artículo 3

Heterogeneity and event dependence in the analysis of sickness absence

Isabel Torá-Rocamora (1,2), David Gimeno (1,2,3), George Delclos (1,2,4), Fernando G Benavides (1,2), Rafael Manzanera (5), Josefina Jardí (5), Constança Alberti (5), Yutaka Yasui (6), José Miguel Martínez* (1,2)

(1) Department of Experimental and Health Sciences, Center for Research in Occupational Health (CiSAL), Pompeu Fabra University. Barcelona, Spain.

(2) CIBER in Epidemiology and Public Health. Barcelona, Spain.

(3) Southwest Center for Occupational and Environmental Health, Division of Epidemiology, Human Genetics and Environmental Sciences. The University of Texas School of Public Health. San Antonio Campus. San Antonio, Texas, USA.

(4) Southwest Center for Occupational and Environmental Health, Division of Epidemiology, Human Genetics and Environmental Sciences. The University of Texas School of Public Health. Houston Campus. Houston, Texas, USA.

(5) Institut Català d'Avaluacions Mèdiques i Sanitàries (ICAMS), Departament de Salut, Generalitat de Catalunya. Barcelona, Spain.

(6) Department of Public Health Sciences, School of Public Health, University of Alberta. Edmonton, Alberta, Canada.

The authors José Miguel Martínez and Yutaka Yasui contributed equally to this work.

* Correspondence to Dr. José Miguel Martínez, Center for Research in Occupational Health (CiSAL), Department of Experimental and Health Sciences, Universitat Pompeu Fabra, C/Doctor Aiguader 88, 08003 Barcelona, Spain, phone: +34 933160894, fax: +34 3160410, (e-mail: jmiguel.martinez@upf.edu).

ABSTRACT

Sickness absence (SA) is an important social, economic and public health issue. Identifying and understanding the determinants, whether biological, regulatory or, health services-related, of variability in SA duration is essential for better management of SA. The Cox conditional frailty model (CFM) is useful when repeated SA events occur within the same individual, as it allows simultaneous analysis of event dependence and heterogeneity due to unknown, unmeasured, or unmeasurable factors. However, its use may encounter computational limitations when applied to very large data sets, as may occur in the analysis of SA duration. In these cases, a Poisson regression model may be a suitable alternative. The objective of this paper is to propose a Poisson-based conditional frailty model (CFPM). To demonstrate its usefulness in this context, we used data from all non-work-related SA episodes that occurred in Catalonia (Spain) in 2007, initiated by either a diagnosis of neoplasm or mental and behavioral disorders. The CFPM results were very similar to those of the CFM for both diagnosis groups. The CPU time for the CFPM was much shorter than the CFM. The CFPM is an attractive alternative to the CFM in survival analysis with recurrent events, especially with large databases.

Key words sickness absence, survival analysis, conditional frailty model, Poisson regression, mental disorders, neoplasms

Sickness absence (SA) is a complex phenomenon with great economic and social impact, and is considered a major occupational and public health issue (Moncada et al. 2002; Whitaker 2001; Gimeno et al. 2004). SA is defined as a temporary situation in which a worker is unable to perform his/her usual work, either because of illness or injury (Fábrega et al. 1999). The duration of SA affects the individual worker's quality of life, and have a great impact in his/her family, employer and society overall (Alexanderson 1998). Knowing what factors are associated with how long a sickness absence episode lasts is of great importance in trying to reduce the SA duration. Sickness absence duration has been examined using a number of statistical techniques, most frequently survival analysis techniques (Navarro et al. 2009; González et al. 2008; Roelen et al. 2010). Generally, survival studies analyze the time until the occurrence of a certain event of interest (e.g, death) (Barceló 2002). However, in the context of sickness absence, some individuals may be more prone to experience multiple events, whether due to new illnesses or injuries, or recurrence of the same event. Repeated events can create within-subject correlation in event times (Roelen et al. 2010; Christensen et al. 2007; Box-Steffensmeier et al. 2006; Box-Steffensmeier et al. 2007), arising from two sources: 1) event dependence; and 2) heterogeneity across individuals (Box-Steffensmeier et al. 2006). Event dependence occurs when the risk of a particular event depends on events previously experienced, whereas heterogeneity occurs when some individuals have a higher or lower risk of experiencing the events due to unknown, unmeasured or unmeasurable factors. Consequently, analytical approaches to modeling of sickness absence duration should take into account both event dependence and heterogeneity to avoid obtaining biased estimates of the parameters of interest (Box-Steffensmeier et al. 2006; Box-Steffensmeier et al. 2007).

The conditional frailty model (CFM), which can be viewed as an extension of the Cox model, simultaneously captures event dependence and heterogeneity (Box-Steffensmeier et al. 2006), and has been used previously in political sciences research (Box-Steffensmeier et al. 2007). The computational applicability of the CFM maybe limited when dealing with very large datasets such a sickness absence registries, numbering hundreds of thousands or millions of

individuals and/or episodes. For example, in Catalonia for the year 2007, the Catalan Institute of Medical and Health Evaluations (ICAMS, by its Spanish acronym) recorded 800,464 sickness episodes in 580,959 persons. When a Cox model is confronted with computational limitations, a Poisson regression model maybe a reasonable alternative for analyzing large databases (Callas et al. 1998).

The goal of this paper is to propose a conditional frailty Poisson model (CFPM) that accounts for event dependence and heterogeneity for a large data analysis of sickness absence. In Section 2, we will introduce the conditional frailty model and explain the proposed CFPM. In Sections 3 and 4, we will explain the methods used to empirically compare the CFM and CFPM and show the results for these comparisons, respectively. Finally, we summarize discussion in Section 5.

MATERIALS AND METHODS

Conditional frailty and conditional frailty Poisson models

The conditional frailty model

The CFM models the dependence of events and heterogeneity by stratifying the baseline hazard function by event order and incorporating random effects for individuals, respectively. The formulation of the model is in gap time so that time at risk is reset after each event. Let $\lambda_{ik}(t)$ the hazard of k -th event occurring in the i -th individual, the CFM is defined as

$$\lambda_{ik}(t) = \lambda_{0k}(t - t_{k-1})e^{X_{ik}^T \beta + \omega_i}$$

Where t_{k-1} is the time of occurrence of $(k-1)^{\text{th}}$ event, $\lambda_{0k}(t - t_{k-1})$ is the baseline hazard rate for the k -th event, β is the vector of parameters associated with covariates X and ω_i is the random effect or “frailty” of the i -th individual. Considering right-censored failures, the parameters are interpreted as the log hazard ratio estimates associated with covariates for an event since the previous event, due to the gap time data structure incorporated in $(t - t_{k-1})$. More details about the CFM can be found in Box-Steffensmeier *et al.* (2006).

The conditional frailty Poisson model

The CFPM considers $\lambda_{ik}^*(t)$ to be the hazard of event k -th occurring in the i -th individual, as

$$\lambda_{ik}^*(t) = \lambda_{0k}^*(t - t_{k-1}) e^{X_{ik}^T \beta + \omega_i}$$

Following the piecewise exponential model formulation (Breslow 1974), the baseline hazard for the k -th event is defined as

$$\lambda_{0k}^*(t) = \lambda_{jk}^* \cdot I_{\{t \in (\tau_j, \tau_{j+1}]\}}$$

with divisions of time scale into $(\tau_1, \tau_2], (\tau_2, \tau_3], \dots, (\tau_J, \tau_\infty]$ which are J non-zero, nonoverlapping intervals, with $\tau_1 = 0$. The model captures event dependence by allowing the baseline hazard to vary for event orders using an interaction term between the baseline hazard and the event order. The heterogeneity is controlled by including an ω_i random effect for the i -th individual.

Let n_{jik} and d_{jik} denote the time at risk and a covariate indicator of an event ($d_{jik} = 1$) or non-event ($d_{jik} = 0$), in the j -th time interval, for i -th individual and k -th event. The proposed Poisson regression model assumes a Poisson distribution on $d_{jik} | \omega_i$ with the following log-linear mean,

$$\log(E[d_{jik} | \omega_i]) = \log(\lambda_{ik}^*(t)) + \log(n_{jik}).$$

Empirical comparison between conditional frailty models*Description of the data*

The CFM and CFPM were compared empirically using data from all episodes of non work-related SA that occurred in Catalonia (Spain) in 2007 ($n=800,464$). Specifically, we assessed the influence of certain covariates of interest on SA duration, where the end of the episode of SA is considered the event of interest. A same individual may suffer more than one SA during the study period and therefore SAs are repeatable events.

The data were recorded through the Integrated Management System for Sickness Absence (SIGIT, by its Spanish acronym) at the Catalanian Institute of Medical and Health Evaluations (ICAMS), a computerized registry and connected to all physicians in Catalonia responsible for certifying SA episodes.

For each episode, the diagnosis at case closure was available, coded according to the International Classification of Diseases, 10th Edition (ICD-10). We separately analyzed two large ICD-10 diagnosis groups selected to reflect frequent SA diagnoses (mental and behavioural disorders, codes F00-F99) and SA diagnoses with typically long duration times (neoplasms, codes C00-D48). Mental and behavioural disorders accounted for 3,268,075 days from 59,647 episodes with a median duration of 10 days (25th percentile, 25 days; 75th percentile, 67 days); and neoplasms accounted for 516,676 days from 7,431 episodes with median duration of 11 days (25th percentile, 28 days; 75th percentile, 80 days). Approximately 11% of episodes due to mental and behavioural disorders were repeated events, with 18 being the maximum number of repeated episodes incurred by a single individual. For neoplasms, the corresponding figures were 8% and 14 episodes. Problems with convergence may emerge if there are too many event-order strata and/or a small number of episodes per stratum (Box-Steffensmeier et al. 2007). Therefore, we collapsed the event number so that any number of repeated episodes greater than 5 was set equal to 5.

Other covariates of interest were sex, age (16-28, 29-35, 36-45, >45 years), economic activity (11 branches), Catalanian health region, entity responsible for case management (National Institute of Social Security or a mutual insurance company), and employment status (salaried or self-employed).

Empirical comparison

We empirically compared the hazard ratio (HR) and 95% confidence intervals (95%CI) obtained by the CFM and the proposed CFPM. To define the baseline hazard function in the CFPM, time was considered in 90 day intervals.

To better assess the proposed CFPM as a realizable alternative to the CFM, we also computed the HR and 95%CI, with models which: 1) only take into account the event dependence; or 2) only take into account for heterogeneity. The former models were based on a gap time conditional model (CM) (Therneau et al. 2000) which takes into account the event dependence by stratifying the baseline hazard function according to event order (Kelly 2000). The CM model is similar to CFM but does not include the individual random effect term. We also ran a conditional Poisson model (CPM) with the same expression as the CFPM, but without the random effect term by individual. With respect to models that control only for heterogeneity we considered a frailty model (FM), which is similar to the CFM but without stratifying the baseline hazard functions by event order and controls for the heterogeneity by including random effects for individuals. Finally, we ran a Poisson model that takes into account only heterogeneity (FPM). The FPM model presents a similar expression to the model CFPM, but without an interaction between event order and the baseline hazard function.

We hypothesized that when event dependence is strong, the event-dependence-only models (CM and CPM) should give estimates of the effects which are closed to the CFM, than models that do not control for the dependence of events (FM and FPM). Similarly, if heterogeneity is strong, the results of frailty models (FM and FPM) should be closer to the CFM than the models which only take into account dependence of events (CM and CPM). For both cases, i.e., regardless of the cause of correlation that predominates (event dependence or heterogeneity), we should expect that the estimates of CFPM will be closer to the CFM than the other models that only control for event dependence or for heterogeneity. Thus, the comparison of the different models with the CFM serves to evaluate the suitability of CFPM when there is event dependence and/or heterogeneity.

The results between models were compared using the % relative bias (%RB) in point estimate and the % relative width difference in confidence interval (%RW), using the CFM as reference (Callas et al. 1998). These measures are defined as

$$\% \text{ RB} = \left(\frac{HR_{\text{Other}} - HR_{\text{CFM}}}{HR_{\text{CFM}}} \right) \times 100$$

$$\% \text{ RW} = \left(\frac{(U_{\text{Other}} - L_{\text{Other}}) - (U_{\text{CFM}} - L_{\text{CFM}})}{(U_{\text{CFM}} - L_{\text{CFM}})} \right) \times 100$$

where HR_{Other} and HR_{CFM} are the hazard ratio under a specific model (CM, FM, CPM, FPM, CFPM) and the CFM, respectively, and U_{Other} and L_{Other} are the respective upper and lower confidence interval endpoints under a specific model, and U_{CFM} and L_{CFM} represent the upper and lower confidence interval endpoints for the CFM, respectively.

RESULTS

Tables 1 and 2 summarize the HR estimates and 95% CIs, for the six models, adjusted for covariates, for mental or behavioural disorders and neoplasms, respectively.

The six models we considered showed associations that were in the same direction (for a specific group of a covariate the HR were above 1 (or below 1) in the six models). Although the association for all six models were in the same direction, there were differences in the magnitude of HR across the models. The CFPM results were very similar to those of the CFM for both diagnosis groups (Tables 3 and 4).

For neoplasms, the %RB for the CFPM ranged from 0% to 6.9% (absolute values), and the %RW from 0% to 7.1%. For the FPM and FM, these results were not as close to the CFM as the CFPM (10.3% in the %RB and 14.3% in the %RW for age>45 in the FPM, and -17.9% in the %RB for extraterritorial agencies, and 33.3% in the %RW for Camp the Tarragona Health Region in the FM). The results for the CM and CPM were further apart from the CFM as compared to the FPM and FM, in some cases %RB reaching the 20%, 40% or, in the case of CM, 60% and %RW exceeding the 20%.

For mental or behavioural disorders, the CFPM, CPM and FPM behaved similar and were better than the CM and FM, and the CFPM behaved very closely to the CFM. In terms of

%RW in general the CFPM presents the lowest percentages, but they can be up to 15%. In the case of CM and FM, the %RW can reach 30-40%.

The CPU time for the CFPM was much shorter than the CFM. Using R version 2.8.1. on the Windows XP operating system on Intel® Core™2 CPU machine, the CFM took 124,877.67 (2,081.30 minutes) and 647.53 seconds (10.80 minutes) CPU time for mental health disorders and neoplasm data analysis, respectively. Using Stata version 11, on the same operating system and hardware, the CFPM took 260.56 (4.34 minutes) and 35.77 (0.60 minutes) seconds for mental health disorders and neoplasm, respectively.

DISCUSSION

We proposed for the first time an extension of the Poisson model as an alternative to the Cox conditional frailty model. The CFPM results were very similar to those of the CFM for both diagnosis groups and the CPU time for the CFPM was much shorter than the CFM.

The similarity of results between the CFM and CFPM, and the differences noted with models that do not include event dependence and/or heterogeneity reinforces the usefulness of the CFPM. In the case of neoplasms, the %RB for frailty models is closer to the CFM than for conditional models, suggesting that the dependence that dominates the data is heterogeneity. Conversely, in the case of mental health disorders, the %RB is smaller in the CM than that of the FM, indicating a greater influence of event dependence.

A key advantage of the CFPM over the CFM is the reduction of computational time when analyzing large databases. This may be particularly important for institutions in countries where computers with high computational speed are not readily available. Currently, the CFM can only be run using R version 2.8.1. software (R Development Corp Team 2003). The CFPM, though, can easily be run using other, statistical software such as Stata and SAS (Statistical Analysis System) (StataCorp 2011).

In summary, assuming that within-subject correlation is a result of event dependence will result in biased estimates when, in fact, it is due to heterogeneity in the data. Conversely,

assuming correlation in event times is due to heterogeneity will also result in biased inferences when, in fact, the source is event dependence (Box-Steffensmeier et al. 2007). For this reason, we recommend incorporating both sources of correlation when fitting a model. To achieve this, the CFPM is an attractive alternative to the CFM in survival analysis with recurrent events, especially with large databases, such as those that may exist for the analysis of sickness absence data.

Acknowledgments This work was supported by grants from the Fondo de Investigación Sanitaria (PI11/01470), Operating Grant of the Canadian Institute of Health Research entitled ‘Statistical Methods for Epidemiologic Investigations’ and the Institut Català d’Avaluacions Mèdiques.

Conflict of interest none declared.

REFERENCES

- Alexanderson K. Sickness absence: a review of performed studies with focused on levels of exposures and theories utilized. *Scand J Soc Med* 1998;26:241-49.
- Barceló MA. Modelos marginales y condicionales en el análisis de supervivencia multivariante. *Gac Sanit* 2002;16:59-68.
- Box-Steffensmeier JM, De Boef S, Joyce KA. Event dependence and heterogeneity in duration models: the conditional frailty model. *Political Analysis* 2007;15:237-56.
- Box-Steffensmeier JM, De Boef S. Repeat events survival models: the conditional frailty model. *Stat Med* 2006;25:3518-33.
- Breslow N. Covariance analysis of censored survival data. *Biometrics* 1974;30:89-99.
- Callas PW, Pastides H, Hosmer DW. Empirical comparisons of proportional hazards, poisson, and logistic regression modeling of occupational cohort data. *Am J Ind Med* 1998;33:33-47.
- Christensen KB, Andersen PK, Smith-Hansen L, et al. Analyzing sickness absence with statistical models for survival data. *Scand J Work Environ Health* 2007;33:233-9.
- Fàbrega O, Company A. La gestión de la incapacidad temporal en Gestión de Atención Primaria. En: Gené Badia J y Grego Recasens JM, directores. Curso a distancia de Gestión de Atención Primaria. Barcelona: semFYC y Formación Continuada Les Hueres – Universitat de Barcelona. Fundació Bosch Gimpera; 1999.p95-103.
- Gimeno D, Benavides FG, Benach J, et al. Distribution of sickness absence in the European Union countries. *Occup Environ Med* 2004;61:867-9.
- González JR, Peña EA. Estimación no paramétrica de la función de supervivencia para datos con eventos recurrentes. *Rev Esp Salud Pública* 2008;78:189-99.
- Kelly PJ, Lim LL. Survival analysis for recurrent event data: an application to childhood infectious diseases. *Stat Med* 2000;19:13-33.
- Moncada S, Navarro A, Cortès I, et al. Sickness leave, administrative category and gender: results from the “Casa Gran” Project. *Scand J Public Health Suppl* 2002;59:26-33.
- Navarro A, J. Reis R, Martin M. Some alternatives in the statistical analysis of sickness absence. *Am J Ind Med* 2009;52:811-6.

R Development Corp Team. R: a language and environment for statistical computing. Vienna: R Foundation for Statistical Computing; 2003.

Roelen CA, Koopmans PC, Anema JR, et al. Recurrence of medically certified sickness absence according to diagnosis: a sickness absence register study. *J Occup Rehabil* 2010;20:113-21.

StataCorp. Stata Statistical Software: Release 12. College Station, Texas: StataCorp MP, 2011.

Therneau TM, Grambsch PM. Modelling survival data: extending the Cox model Statistics for biology and health. New York: Springer-Verlag; 2000.

Whitaker SC. The Management of sickness absence. *Occup Environ Med* 2001;58:420-4.

Table 1. Hazard ratio and 95% confidence interval for selected covariates from episodes of non work-related sickness absence occurred in Catalonia (Spain) in 2007 for mental or behavioural disorders (n=59,647).

	CFPM		CPM		FPM		CM		FM		CFM	
	HR	95%CI	HR	95%CI	HR	95%CI	HR	95%CI	HR	95%CI	HR	95%CI
Gender												
Male	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-
Female	0.91	0.88, 0.93	0.93	0.91, 0.95	0.90	0.88, 0.92	0.93	0.92-0.95)	0.89	0.87, 0.92	0.92	0.90, 0.94
Age at onset of absence episode												
16 - 28	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-
29 - 35	0.84	0.81, 0.87	0.86	0.84, 0.89	0.84	0.81, 0.87	0.88	0.86, 0.90	0.82	0.79, 0.86	0.85	0.82, 0.88
36 - 45	0.76	0.73, 0.78	0.81	0.78, 0.83	0.76	0.73, 0.78	0.82	0.80, 0.84	0.73	0.71, 0.76	0.78	0.75, 0.80
> 45	0.63	0.61, 0.65	0.70	0.68, 0.72	0.63	0.60, 0.65	0.72	0.70, 0.74	0.59	0.57, 0.62	0.66	0.64, 0.68
Health region												
Barcelona	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-
Lleida	1.05	0.98, 1.12	1.05	1.00, 1.11	1.04	0.97, 1.12	1.04	1.00, 1.09	1.04	0.97, 1.12	1.05	0.98, 1.11
Camp de Tarragona	1.09	1.04, 1.15	1.03	0.98, 1.07	1.10	1.05, 1.16	1.04	1.00, 1.08	1.16	1.09, 1.23	1.07	1.02, 1.12
Terres de l'Ebre	1.09	0.99, 1.21	1.06	0.98, 1.15	1.09	0.99, 1.20	1.05	0.97, 1.13	1.10	0.98, 1.23	1.08	0.98, 1.18
Girona	1.01	0.97, 1.05	1.01	0.98, 1.04	1.01	0.97, 1.05	1.01	0.98, 1.04	1.00	0.96, 1.05	1.01	0.97, 1.04
Catalunya Central	1.06	1.01, 1.11	1.04	1.00, 1.08	1.06	1.01, 1.11	1.04	1.00, 1.07	1.06	1.01, 1.12	1.05	1.01, 1.10
Alt Pirineu i Aran	0.99	0.79, 1.25	0.95	0.78, 1.16	0.99	0.78, 1.25	0.94	0.79, 1.13	1.01	0.78, 1.31	0.97	0.79, 1.19

HR=Hazard ratio; 95%CI=Confidence intervals at 95%; CFPM=Conditional frailty Poisson model; CPM=Conditional Poisson model; FPM=Frailty Poisson model; CM=Conditional model; FM=Frailty model; CFM=Conditional frailty model.

5. RESULTADOS

Table 1. Continued.

	CFPM		CPM		FPM		CM		FM		CFM	
	HR	95%CI	HR	95%CI	HR	95%CI	HR	95%CI	HR	95%CI	HR	95%CI
Economic activity branch												
Agriculture, mining, fishing	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-
Manufacturing industry and energy production	1.04	0.71, 1.52	0.99	0.72, 1.35	1.05	0.72, 1.55	1.01	0.76, 1.32	1.09	0.71, 1.67	1.03	0.73, 1.45
Construction	1.02	0.70, 1.49	0.99	0.72, 1.36	1.02	0.69, 1.50	1.01	0.76, 1.33	1.05	0.68, 1.51	1.01	0.72, 1.43
Commercial/vehicles repair	0.89	0.61, 1.30	0.88	0.64, 1.20	0.89	0.61, 1.31	0.91	0.69, 1.19	0.91	0.59, 1.39	0.89	0.64, 1.26
Hotel and restaurant businesses	0.88	0.60, 1.29	0.87	0.63, 1.19	0.88	0.60, 1.30	0.90	0.68, 1.18	0.90	0.58, 1.38	0.89	0.63, 1.25
Transportation/communication	0.91	0.62, 1.34	0.90	0.66, 1.24	0.92	0.63, 1.36	0.93	0.70, 1.22	0.94	0.61, 1.44	0.92	0.65, 1.30
Finance, real estate and services	0.92	0.63, 1.35	0.91	0.66, 1.24	0.93	0.63, 1.37	0.93	0.71, 1.23	0.95	0.62, 1.46	0.93	0.66, 1.30
Government	0.90	0.62, 1.31	0.89	0.65, 1.22	0.91	0.62, 1.34	0.92	0.70, 1.21	0.92	0.60, 1.42	0.91	0.64, 1.27
Health, education and other social activities	0.95	0.65, 1.39	0.95	0.69, 1.30	0.96	0.65, 1.41	0.97	0.73, 1.27	0.98	0.64, 1.50	0.96	0.68, 1.35
Domestic housekeeping	0.92	0.53, 1.60	0.94	0.61, 1.44	0.91	0.52, 1.59	0.96	0.56, 1.41	0.93	0.50, 1.74	0.94	0.57, 1.54
Extraterritorial agencies	0.69	0.39, 1.22	0.72	0.49, 1.08	0.69	0.39, 1.23	0.77	0.54, 1.10	0.68	0.36, 1.30	0.73	0.44, 1.22
Social Security regime												
Salaried	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-
Self-employed	0.65	0.61, 0.69	0.79	0.76, 0.82	0.64	0.60, 0.68	0.80	0.78, 0.83	0.58	0.54, 0.62	0.71	0.67, 0.75
Entity manage												
National Institute of Social Security	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-
Insurance company	1.14	1.11, 1.16	1.11	1.08, 1.13	1.14	1.11, 1.17	1.09	1.08, 1.11	1.15	1.12, 1.19	1.12	1.10, 1.15

HR=Hazard ratio; 95%CI=Confidence intervals at 95%; CFPM=Conditional frailty Poisson model; CPM=Conditional Poisson model; FPM=Frailty Poisson model;

CM=Conditional model; FM=Frailty model; CFM=Conditional frailty model.

Table 2. Hazard ratio and 95% confidence interval for selected covariates from episodes of non work-related sickness absence occurred in Catalonia (Spain) in 2007 for neoplasms (n=7,431).

	CFPM		CPM		FPM		CM		FM		CFM	
	HR	95%CI	HR	95%CI	HR	95%CI	HR	95%CI	HR	95%CI	HR	95%CI
Gender												
Male	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-
Female	0.92	0.85, 0.99	0.95	0.89, 1.01	0.92	0.86, 0.99	0.95	0.90, 1.00	0.89	0.81, 0.97	0.91	0.84, 0.98
Age at onset of absence episode												
16 – 28	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-
29 – 35	0.79	0.69, 0.90	0.81	0.70, 0.93	0.80	0.70, 0.92	0.82	0.73, 0.93	0.76	0.64, 0.89	0.76	0.66, 0.87
36 – 45	0.55	0.49, 0.62	0.62	0.55, 0.70	0.56	0.50, 0.64	0.66	0.59, 0.73	0.51	0.44, 0.59	0.53	0.46, 0.60
> 45	0.31	0.28, 0.35	0.41	0.37, 0.47	0.32	0.28, 0.36	0.45	0.41, 0.50	0.26	0.22, 0.30	0.29	0.26, 0.33
Health region												
Barcelona	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-
Lleida	1.09	0.91, 1.30	1.14	0.99, 1.31	1.12	0.94, 1.34	1.12	1.00, 1.26	1.08	0.87, 1.33	1.09	0.90, 1.30
Camp de Tarragona	1.19	1.03, 1.37	1.13	0.99, 1.28	1.22	1.06, 1.41	1.13	1.01, 1.26	1.35	1.13, 1.61	1.22	1.05, 1.41
Terres de l'Ebre	1.19	0.96, 1.47	1.26	1.08, 1.48	1.17	0.94, 1.46	1.22	1.06, 1.39	1.14	0.88, 1.48	1.17	0.93, 1.46
Girona	0.88	0.79, 0.97	0.92	0.84, 1.00	0.88	0.79, 0.98	0.92	0.85, 0.99	0.86	0.76, 0.97	0.86	0.77, 0.96
Catalunya Central	0.94	0.82, 1.08	0.95	0.85, 1.06	0.95	0.83, 1.09	0.96	0.87, 1.06	0.95	0.81, 1.12	0.95	0.82, 1.09
Alt Pirineu i Aran	0.86	0.56, 1.31	0.96	0.72, 1.27	0.84	0.54, 1.29	0.96	0.75, 1.24	0.79	0.47, 1.31	0.84	0.54, 1.30

RR=Hazard ratio; 95CI%=Confidence intervals at 95%; CFPM=Conditional frailty Poisson model; CPM=Conditional Poisson model; FPM=Frailty Poisson model; CM=Conditional model; FM=Frailty model; CFM=Conditional frailty model

5. RESULTADOS

Table 2. Continued.

	CFPM		CPM		FPM		CM		FM		CFM	
	HR	95%CI	HR	95%CI	HR	95%CI	HR	95%CI	HR	95%CI	HR	95%CI
Economic activity branch												
Agriculture, mining, fishing	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-
Manufacturing industry and energy production	0.67	0.34, 1.30	0.70	0.38, 1.27	0.68	0.35, 1.35	0.73	0.44, 1.21	0.70	0.32, 1.51	0.68	0.34, 1.35
Construction	0.55	0.28, 1.08	0.62	0.34, 1.14	0.57	0.29, 1.13	0.66	0.40, 1.09	0.55	0.25, 1.20	0.55	0.28, 1.11
Commercial/vehicles repair	0.59	0.30, 1.15	0.64	0.35, 1.17	0.61	0.31, 1.21	0.68	0.41, 1.12	0.58	0.27, 1.26	0.59	0.30, 1.18
Hotel and restaurant businesses	0.53	0.27, 1.05	0.57	0.31, 1.06	0.54	0.27, 1.08	0.61	0.36, 1.02	0.52	0.23, 1.14	0.53	0.26, 1.07
Transportation/communication	0.68	0.34, 1.33	0.70	0.38, 1.30	0.70	0.35, 1.40	0.74	0.44, 1.24	0.69	0.31, 1.51	0.68	0.34, 1.37
Finance, real estate and services	0.59	0.30, 1.15	0.64	0.35, 1.18	0.60	0.30, 1.19	0.68	0.41, 1.12	0.57	0.26, 1.25	0.59	0.30, 1.18
Government	0.59	0.30, 1.15	0.63	0.34, 1.15	0.60	0.30, 1.19	0.67	0.40, 1.11	0.59	0.27, 1.29	0.59	0.30, 1.18
Health, education and other social activities	0.61	0.31, 1.19	0.65	0.36, 1.20	0.62	0.31, 1.23	0.69	0.42, 1.15	0.62	0.29, 1.35	0.61	0.31, 1.22
Domestic housekeeping	0.49	0.20, 1.23	0.60	0.30, 1.21	0.50	0.19, 1.27	0.65	0.36, 1.19	0.44	0.15, 1.35	0.49	0.19, 1.27
Extraterritorial agencies	0.28	0.10, 0.77	0.41	0.20, 0.80	0.28	0.10, 0.79	0.45	0.25, 0.81	0.23	0.07, 0.77	0.28	0.10, 0.79
Social Security regime												
Salaried	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-
Self-employed	0.73	0.65, 0.82	0.84	0.78, 0.91	0.70	0.62, 0.79	0.86	0.80, 0.92	0.60	0.52, 0.69	0.71	0.62, 0.80
Entity manage												
National Institute of Social Security	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-
Insurance company	1.05	0.98, 1.12	1.03	0.97, 1.09	1.05	0.98, 1.13	1.02	0.97, 1.08	1.06	0.98, 1.15	1.05	0.97, 1.12

RR=Hazard ratio; 95CI%=Confidence intervals at 95%; CFPM=Conditional frailty Poisson model; CPM=Conditional Poisson model; FPM=Frailty Poisson model;

CM=Conditional model; FM=Frailty model; CFM=Conditional frailty model.

Table 3. Percentage of relative bias in point estimates and percentage of relative width differences in confidence intervals for selected covariates for episodes of non work-related sickness absence due to mental or behavioural disorders occurring in Catalonia (Spain) in 2007.

	CFPM		CPM		FPM		CM		FM	
	%RB	%RW	%RB	%RW	%RB	%RW	%RB	%RW	%RB	%RW
Gender										
Male	-		-		-		-		-	
Female	-1.1	25.0	1.1	0.0	-2.2	0.0	1.1	-25.0	-3.3	25.0
Age at onset of absence episode										
16 - 28	-		-		-		-		-	
29 - 35	-1.2	0.0	1.2	-16.7	-1.2	0.0	3.5	-33.3	-3.5	16.7
36 - 45	-2.6	0.0	3.9	0.0	-2.6	0.0	5.1	-20.0	-6.4	0.0
> 45	-4.6	0.0	6.1	0.0	-4.6	25.0	9.1	0.0	-10.6	25.0
Health region										
Barcelona	-		-		-		-		-	
Lleida	0.0	7.7	0.0	-15.4	-1.0	15.4	-1.0	-30.8	-1.0	15.4
Camp de Tarragona	1.9	10.0	-3.7	-10.0	2.8	10.0	-2.8	-20.0	8.4	40.0
Terres de l'Ebre	0.9	10.0	-1.9	-15.0	0.9	5.0	-2.8	-20.0	1.9	25.0
Girona	0.0	14.3	0.0	-14.3	0.0	14.3	0.0	-14.3	-1.0	28.6
Catalunya	1.0	11.1	-1.0	-11.1	1.0	11.1	-1.0	-22.2	1.0	22.2
Alt Pirineu	2.1	15.0	-2.1	-5.0	2.1	17.5	-3.1	-15.0	4.1	32.5
Economic activity branch										
Agriculture, mining, fishing	-		-		-		-		-	
Manufacturing industry and energy production	1.0	12.5	-3.9	-12.5	1.9	15.3	-1.9	-22.2	5.8	33.3
Construction	1.0	11.3	-2.0	-9.9	1.0	14.1	0.0	-19.7	4.0	31.0
Commercial/vehicles repair	0.0	11.3	-1.1	-9.7	0.0	12.9	2.3	-19.4	2.3	29.0
Hotel and restaurant businesses	-1.1	11.3	-2.3	-9.7	-1.1	12.9	1.1	-19.4	1.1	29.0
Transportation/communication	-1.1	10.8	-2.2	-10.8	0.0	12.3	1.1	-20.0	2.2	27.7
Finance, real estate and services	-1.1	12.5	-2.2	-9.4	0.0	15.6	0.0	-18.8	2.2	31.3
Government	-1.1	9.5	-2.2	-9.5	0.0	14.3	1.1	-19.1	1.1	30.2
Health, education and other social activities	-1.0	10.5	-1.0	-9.0	0.0	13.4	1.0	-19.4	2.1	28.4
Domestic housekeeping	-2.1	10.3	0.0	-14.4	-3.2	10.3	2.1	-22.7	-1.1	27.8
Extraterritorial agencies	-5.5	6.4	-1.4	-24.4	-5.5	7.7	5.5	-28.2	-6.9	20.5
Social Security regime										
Under contract	-		-		-		-		-	
Self-employed	-8.5	0.0	11.3	-25.0	-9.9	0.0	12.7	-37.5	-18.3	0.0
Entity manage										
National Institute of Social Security	-		-		-		-		-	
Insurance company	1.8	0.0	-0.9	0.0	1.8	20.0	-2.7	-40.0	2.7	40.0

%RB=% Relative bias; %RW=% Relative width; CFPM=Conditional frailty Poisson model;

CPM=Conditional Poisson model; FPM=Frailty Poisson model; CM=Conditional model; FM=Frailty

model; CFM=Conditional frailty model.

Table 4. Percentage of relative bias in point estimates and percentages of relative width differences in confidence intervals for selected covariates for episodes of non work-related sickness absence due to neoplasms occurring in Catalonia (Spain) in 2007.

	CFPM		CPM		FPM		CM		FM	
	%RB	%RW	%RB	%RW	%RB	%RW	%RB	%RW	%RB	%RW
Gender										
Male	-		-		-		-		-	
Female	1.1	0.0	4.4	-14.3	1.1	-7.1	4.4	-28.6	-2.2	14.3
Age at onset of absence episode										
16 - 28	-		-		-		-		-	
29 - 35	4.0	0.0	6.6	9.5	5.3	4.8	7.9	-4.8	0.0	19.1
36 - 45	3.8	-7.1	17.0	7.1	5.7	0.0	24.5	0.0	-3.8	7.1
> 45	6.9	0.0	41.4	42.9	10.3	14.3	55.2	28.6	-10.3	14.3
Health region										
Barcelona	-		-		-		-		-	
Lleida	0.0	-2.5	4.6	-20.0	2.8	0.0	2.8	-35.0	-0.9	15.0
Camp de Tarragona	-2.5	-5.6	-7.4	-19.4	0.0	-2.8	-7.4	-30.6	10.7	33.3
Terres de l'Ebre	1.7	-3.8	7.7	-24.5	0.0	-1.9	4.3	-37.7	-2.6	13.2
Girona	2.3	-5.3	7.0	-15.8	2.3	0.0	7.0	-26.3	0.0	10.5
Catalunya Central	-1.1	-3.7	0.0	-22.2	0.0	-3.7	1.1	-29.6	0.0	14.8
Alt Pirineu I Aran	2.4	-1.3	14.3	-27.6	0.0	-1.3	14.3	-35.5	-6.0	10.5
Economic activity branch										
Agriculture, mining, fishing	-		-		-		-		-	
Manufacturing industry and energy production	-1.5	-5.0	2.9	-11.9	0.0	-1.0	7.4	-23.8	2.9	17.8
Construction	0.0	-3.6	12.7	-3.6	3.6	1.2	20.0	-16.9	0.0	14.5
Commercial/vehicles repair	0.0	-3.4	8.5	-6.8	3.4	2.3	15.3	-19.3	-1.7	12.5
Hotel and restaurant businesses	0.0	-3.7	7.6	-7.4	1.9	0.0	15.1	-18.5	-1.9	12.4
Transportation/communication	0.0	-3.9	2.9	-10.7	2.9	1.9	8.8	-22.3	1.5	16.5
Finance, real estate and services	0.0	-3.4	8.5	-5.7	1.7	1.1	15.3	-19.3	-3.4	12.5
Government	0.0	-3.4	6.8	-8.0	1.7	1.1	13.6	-19.3	0.0	15.9
Health, education and other social activities	0.0	-3.3	6.6	-7.7	1.6	1.1	13.1	-19.8	1.6	16.5
Domestic housekeeping	0.0	-4.6	22.5	-15.7	2.0	0.0	32.7	-23.2	-10.2	10.2
Extraterritorial agencies	0.0	-2.9	46.4	-13.0	0.0	0.0	60.7	-18.8	-17.9	1.5
Social Security regime										
Under contract	-		-		-		-		-	
Self-employed	2.8	-5.6	18.3	-27.8	-1.4	-5.6	21.1	-33.3	-15.5	-5.6
Entity manage										
National Institute of Social Security	-		-		-		-		-	
Insurance company	0.0	-6.7	-1.9	-20.0	0.0	0.0	-2.9	-26.7	1.0	13.3

%RB=% Relative bias; %RW=% Relative width; CFPM=Conditional frailty Poisson model;

CPM=Conditional Poisson model; FPM=Frailty Poisson model; CM=Conditional model; FM=Frailty

model; CFM=Conditional frailty model.

6. DISCUSIÓN

6. DISCUSIÓN

En este capítulo se exponen y discuten en conjunto los principales hallazgos obtenidos en los tres artículos que componen esta tesis doctoral. A continuación, se presentan limitaciones y fortalezas. Finalmente, se proponen líneas futuras de investigación y se ofrecen recomendaciones.

6.1. Principales hallazgos

El primer objetivo de esta tesis fue examinar la variabilidad geográfica de la duración de la ITcc, tomando como base datos de Cataluña, e identificar aquellos factores individuales y/o contextuales que podrían explicar esa variabilidad. Para el primer objetivo se analizó la ITcc en general, todos los episodios en su conjunto sin diferenciar por diagnóstico; y para el segundo objetivo se analizó la ITcc por TME y trastornos mentales, dos de los grupos diagnósticos que generan mayor frecuencia de episodios de ITcc. En general, la variabilidad geográfica en la duración de la ITcc por comarcas fue pequeña, aunque estadísticamente significativa. Este patrón se mantuvo para ambos sexos, los dos grupos diagnósticos y los dos años examinados.

La variabilidad geográfica fue explicada principalmente por los factores individuales analizados. En el análisis de los episodios de ITcc en general, los factores individuales grupo diagnóstico y régimen de afiliación a la Seguridad Social fueron aquellos que explicaron una mayor proporción de la variabilidad geográfica observada. No es sorprendente que el diagnóstico sea uno de los factores individuales más importantes dado el gran número de patologías que pueden hacer que una persona esté en situación de ITcc [38] [40]. Respecto al régimen de afiliación, varios estudios previos evidenciaron diferencias en la duración de la ITcc según el régimen de afiliación a la Seguridad Social, destacando consistentemente una mayor duración en trabajadores autónomos [18] [32] [52] [120] [121] [122].

También para la ITcc en general, en relación a los factores contextuales considerados en los estudios que componen esta tesis, solo en el caso de las mujeres en el año 2010 los resultados mostraron que el número de áreas básicas de salud y la cuota de mercado tuvieron cierto efecto en la variabilidad geográfica de la duración de la ITcc. La tasa de desempleo a nivel de comarca no tuvo un efecto significativo.

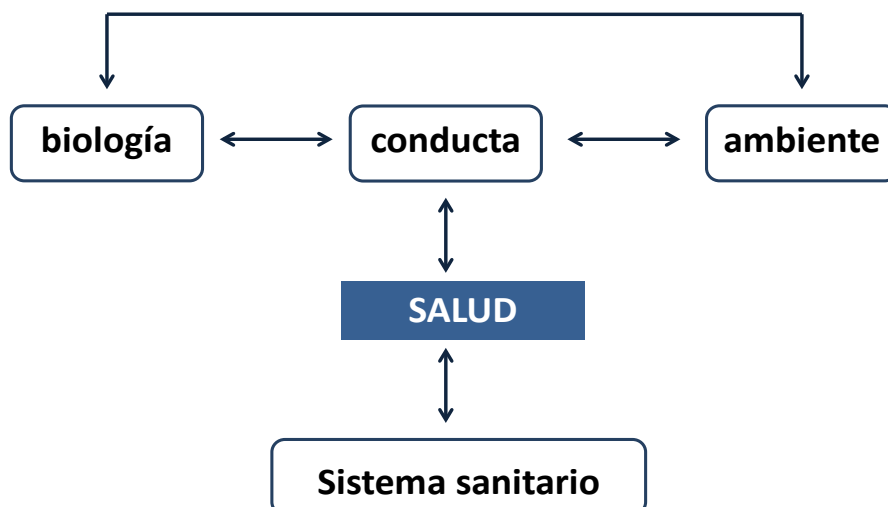
Tanto para la ITcc en general como para la ITcc por TME y por trastornos mentales, hubo una reducción de la variabilidad geográfica de la duración de la ITcc entre los modelos vacíos (sin variables explicativas) y los modelos que incluyeron conjuntamente todos los factores individuales y contextuales. Aunque se redujo la variabilidad geográfica en estos últimos, quedó una pequeña parte de dicha variabilidad sin explicar. La reducción de la variabilidad fue mayor en el año 2010 para los hombres con TME y para las mujeres con trastorno mental.

Aunque los factores de nivel individual explicaron la mayor parte de la variabilidad entre comarcas, no la explicaron en su totalidad. La duración de la ITcc es consecuencia del efecto de muchos factores, y puede que haya otros factores potencialmente explicativos que no fueron disponibles para nuestro estudio, tanto individuales como contextuales. En la [figura 7](#) ilustramos el modelo explicativo de los determinantes de la salud [29] [123] [124] [125] [126] [127]. Este modelo concibe la salud como el resultado de la interacción entre determinantes biológicos, conductuales y ambientales, además de la influencia de los servicios sanitarios. La situación de ITcc se genera por un problema de salud que incapacita al trabajador para realizar su trabajo habitual y podemos partir del mismo o similar modelo explicativo, ampliándolo y adaptándolo al contexto específico de la incapacidad temporal. En este sentido, los datos disponibles para esta tesis se han centrado en determinantes biológicos y ambientales, careciendo de información sobre determinantes de tipo conductual o de variabilidad de gestión y/o práctica médica.

Otro modelo conceptual que hemos tomado de base para esta tesis centrado en la ITcc, fue desarrollado por Sampere y varios coautores del mismo grupo anterior y descrito anteriormente en el apartado de Introducción ([figura 3](#), ver apartado 1.2. Marco conceptual) [58].

Es probable que haya otros factores contextuales sociodemográficos, socioeconómicos, relacionados con recursos sanitarios, con el mercado de trabajo, con la variabilidad de la práctica médica, así como con otros factores culturales o de estilo de vida que también podrían explicar la variabilidad residual en la duración de la ITcc. Nuestros resultados, aunque no resuelven todas las incógnitas, sí contribuyen a añadir más detalle al marco conceptual inicial propuesto en la Introducción ([figura 4](#), apartado 1.2. Marco conceptual), aportaciones que se resumen en la [figura 8](#). Sirven, por tanto, para avanzar el trabajo de nuestro grupo en cuanto a entender mejor los factores determinantes de la duración de la ITcc, y de sus interrelaciones.

Figura 7. Modelo de los determinantes de la salud.



Fuente: Modificado de: Ruiz-Frutos C, García AM, Delclós J, Benavides FG (Eds.). Salud laboral, conceptos y técnicas para la prevención de riesgos laborales. Capítulo 1 la salud y sus determinantes. 3ª Edición. Barcelona: Masson, 2006.

De la misma manera, esta modificación del marco teórico nos permite identificar variables y factores que debieran examinarse en futuros estudios. Así, por ejemplo, factores individuales como la clase social o la percepción y expectativas de la vuelta al trabajo, al igual que las creencias y actitudes frente a una situación de ITcc tal y como Sampere y coautores reflejaron, deberían ser tomados en cuenta junto a las analizadas en esta tesis. También, en relación a la salud del individuo, las comorbilidades así como el estado de salud previo y las largas ausencias previas pueden modular la variabilidad de la duración de los episodios [32] [58] [120] [128]. En un nivel superior o más “macro”, hay factores laborales afectando la vuelta al trabajo y, por consiguiente, la duración de los episodios de ITcc [58] [128] [129] [130].

Además de lo comentado, existen factores socioeconómicos y sociodemográficos, relacionados con el sistema sanitario y la variabilidad de la práctica médica. En esta tesis se han tenido en cuenta tres factores, aunque como se indica en la [figura 8](#), no son los únicos que actúan creando diferencias. Así, el número de áreas básicas de salud está relacionado con los recursos sanitarios del área geográfica. Este indicador está basado en la racionalización y coordinación de los recursos existentes, ordenados en demarcaciones territoriales las cuales están delimitadas atendiendo a factores geográficos, socioeconómicos, demográficos, laborales, epidemiológicos, culturales,

climáticos, de vías de comunicación homogéneas así como de instalaciones sanitarias existentes. Hay factores relacionados con la densidad de población o la distancia media que las personas tardan en acceder a los servicios de salud que podrían generar diferencias en la duración de la ITcc pero pueden no estar bien reflejados por el número de áreas básicas de salud. Otros fenómenos menos estudiados en relación a la ITcc son la variabilidad de la práctica médica y otros aspectos de la asistencia sanitaria como el nivel de recursos sanitarios en cada comarca, la eficiencia en la prestación de los servicios médicos, la naturaleza de la relación médico-paciente en áreas urbanas o rurales, y/o variaciones en los patrones de práctica. A nivel de recursos sanitarios, las diferencias en las estructuras administrativas, o las listas de espera de procedimientos no urgentes, así como el nivel de equipo, apoyo técnico y el seguimiento que se hace de los episodios de ITcc podrían crear diferencias geográficas [131] [132], aunque hasta el momento la evidencia sobre estos factores es poca o ninguna.

Otro aspecto a tener en cuenta en el análisis de la ITcc, pero no analizados en esta tesis, son ciertas condiciones de trabajo o empleo ITcc [29] [58] [128] [133]. Por otro lado, los trabajadores autónomos podrían ser más vulnerables que los trabajadores de cuenta ajena a los efectos que una crisis económica conlleva, por la preocupación a la disminución de trabajo de futuro [134] [135] [136]. Esto podría llevarles a evitar el tomar una IT, salvo en casos graves, lo que también explicaría la duración ostensiblemente más larga en este colectivo.

Otro aspecto a incorporar en futuros análisis de la duración de la ITcc, podrían ser factores que reflejen las poblaciones vulnerables, como la proporción de población con especial susceptibilidad clínica, que son personas mayores o que tienen importantes limitaciones funcionales o una mayor necesidad de recursos sanitarios, factores que tampoco pudimos analizar.

Podrían existir también otros factores que, dependiendo del periodo temporal que se analice, haya que considerar. Por ejemplo, la crisis económica que se está viviendo en España, la cual comenzó a notarse en 2008, y alcanzó mucha fuerza en 2010. Este factor podría explicar en parte las diferencias observadas en 2010 respecto a 2007, por el hecho de que en tiempo de crisis económica los trabajadores no tomen una ITcc por temor al desempleo, o igualmente si inician una situación de ITcc la situación de crisis e inestabilidad de empleo podría contribuir a una mayor duración [137], aunque la evidencia varía dependiendo por ejemplo del país, o de la industria que se analice

[138]. Cabe señalar, asimismo, dados los drásticos recortes que se han vivido en el gasto público con especial relevancia en sanidad, su posible impacto para producir diferencias geográficas substanciales en factores relacionados con los recursos sanitarios. Ejemplos de ello podrían ser diferencias en, por ejemplo, las listas de espera, el nivel de equipo técnico, factores socioeconómicos como los niveles de pobreza o altas tasas de desempleo. Estas diferencias sobre todo podrían estar afectando a la duración de la ITcc por trastorno mental [139]. En esta tesis se han tenido en cuenta dos factores que podrían recoger aspectos relacionados con la situación económica del área geográfica, como la tasa de desempleo y la cuota de mercado. Estos factores podrían no estar midiendo bien la situación de crisis, aunque tal y como comentábamos al comienzo de este apartado, la cuota de mercado sí tuvo un efecto en la variabilidad de las mujeres en el año 2010.

Desde el punto de vista macro, es decir el de las políticas, han sido muchas las experiencias que han tratado de mejorar el balance entre lo que se hace y lo que se debe hacer. Al igual también son muchas las pruebas sobre la utilización de tecnologías, servicios y programas de dudoso valor en intervenciones sanitarias. En este sentido, y como propuesta promovida por la necesidad de construir un sistema más sostenible especialmente en tiempos de crisis, han sido suscitados por analistas y políticos sanitarios los procesos de desinversión. Estos son procesos mediante los cuales se dejan de financiar de forma parcial o completa intervenciones sanitarias consideradas de bajo o escaso valor clínico, es decir sin efectividad clínica, no coste-efectivas o cuya efectividad o eficiencia son marcadamente marginales o mucho menores que las de otras disponibles [140] [141] [142] [143]. Los estudios de variabilidad geográfica de la práctica médica han sido propuestos entre las herramientas útiles para informar las políticas de desinversión [144]. La variabilidad geográfica de la duración de la ITcc podría también estar influenciada por prácticas médicas que estén mostrando variabilidad injustificada, es decir, no atribuible a las diferencias en la necesidad y sistemática, queriendo decir consistente con el espacio y tiempo y atribuible a condiciones sistemáticas. Por lo que su estudio podría ser clave para informar las decisiones sobre desinversión.

Otro hallazgo que se desprende de los dos primeros artículos es que la variabilidad de la duración para la ITcc observada en los mapas, tanto para hombres como para mujeres, y tanto para el 2007 como para el 2010, siguió un patrón geográfico similar, con duraciones mayores en el noroeste de Cataluña. En la ITcc por TME, este patrón se mantuvo. Estos resultados son consistentes con un estudio previo realizado por

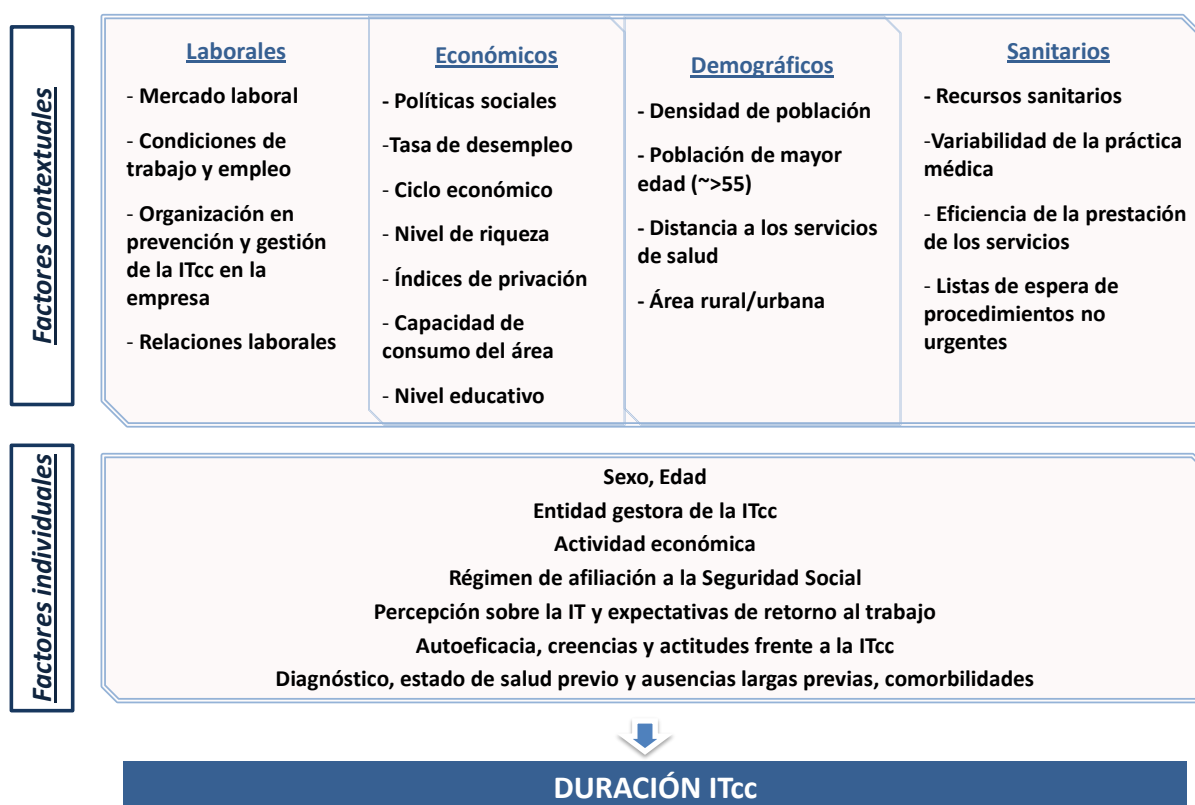
nuestro grupo, sobre la duración de la ITcc en 2005, donde se pudo ver cómo la región sanitaria Alt Pirineu i Aran, situada al noroeste de Cataluña, tuvo las duraciones más largas [50]. Tal y como se ha comentado, existen factores que aquí no se han analizado los cuales podrían estar creando estas diferencias geográficas. Por ejemplo, las distancias a los servicios sanitarios sobre todo en las áreas rurales [91] [122] [132], o estructuras administrativas y de gestión diferentes según el ritmo de la normalización progresiva de la declaración de los procesos de ITcc, afectó a las comarcas del noroeste hasta el año 2010 [Manzanera R, Jardí J, Alberti C. Institut Català d'Avaluacions Mèdiques i Sanitàries, comunicación personal].

En general los estudios que han intentado explicar la variabilidad geográfica de la duración de la ITcc, y en particular la debida a trastornos mentales, también han encontrado que, tras considerar factores individuales, puede todavía existir que parte de la variabilidad restante sea atribuible a factores contextuales, aunque ésta suele ser pequeña. En un estudio previo realizado en Noruega, Krokstad y coautores llegaron a la conclusión de que los factores contextuales como el desempleo, el nivel socioeconómico y la distancia a los servicios públicos, aunque tenían poca influencia, sí afectan a la duración de la IT [91]. Bratberg y coautores, en un estudio de ITcc por trastorno mental, en el que midieron factores contextuales similares a los utilizados en esta tesis, solo encontraron un efecto marginal en la duración en mujeres [145]. Sin embargo, tal y como mencionaron Blackey y Woodward [146], se ha de tener en cuenta que las pequeñas diferencias no son de menor importancia en salud pública, y en especial respecto a la salud mental. Estos autores argumentan que los factores contextuales pueden tener un efecto directo o pueden influir en otros factores intervinientes mediando su efecto.

El último artículo de esta tesis tuvo como objetivo, por un lado proponer un modelo condicional de fragilidad Poisson para analizar la duración hasta un evento de interés que tenga en cuenta la dependencia de eventos y heterogeneidad, y por otro lado, mostrar la utilidad del modelo Poisson propuesto para analizar grandes bases de datos como puede ocurrir en el análisis de la ITcc. La comparación empírica de los modelos mostró que los resultados del CFPM fueron muy similares a los del CFM, pero con importantes diferencias con los modelos que no incluyeron la dependencia de eventos y/o la heterogeneidad, lo que refuerza la ventaja de los modelos que tengan en cuenta ambas fuentes de correlación, tal y como habían también mostrado previamente Box-Steffensmeier [103] [104]. El hecho de que, con el CFPM hubo una reducción drástica del tiempo computacional, en comparación al CFM, indica que nuestro modelo tiene

mayor eficiencia. La aplicabilidad computacional del CFM es limitada cuando se tratan grandes bases de datos con eventos repetidos, lo que refuerza la utilización del CFPM como una alternativa razonable. Por último, la regresión Poisson está disponible en programas como Stata y SAS (Statistical Analysis System), mientras que actualmente el CFM solo se puede ejecutar con el programa R [147] [148].

Figura 8. Nuevo marco conceptual de los factores determinantes de la duración de la incapacidad temporal por contingencia común.



6.2. Limitaciones y fortalezas

En relación a los dos primeros artículos deben señalarse algunas consideraciones que se han de tener en cuenta en la interpretación de los resultados.

En primer lugar, no tuvimos datos disponibles para poder incorporar otro tipo de información, como factores de riesgo conductual, comorbilidades y la utilización de servicios de salud, que podrían estar afectando a la variabilidad de la duración de la ITcc y que hemos expuesto en el nuevo marco conceptual (figura 8), al igual que otros factores también contextuales como la práctica médica y todo lo relacionados con ella

como por ejemplo el nivel de recursos sanitarios de cada comarca, o la eficiencia en la prestación de los servicios médicos, la naturaleza de la relación médico-paciente, o variaciones en los patrones de práctica, tal y como indicábamos en el anterior apartado. Tampoco se pudo investigar el efecto de otros factores como las diferencias en estructuras administrativas en las comarcas, o aspectos más específicos sobre el acceso y uso de servicios de salud, listas de espera, nivel de equipo, así como de seguimiento a la ITcc. No se tuvo disponible información tampoco socioeconómica como por ejemplo el tipo de contrato de trabajo, la prosperidad económica o algún índice de privación, educación, ingresos, que también podrían haber permitido una evaluación más detallada de los efectos de la variabilidad geográfica de la duración de la ITcc. Por otra parte, la selección de indicadores de crisis en un estudio como el que se ha llevado a cabo en esta tesis no es sencilla ya que son muchos los factores, tanto individuales como contextuales, que podrían estar afectados por la situación de crisis económica.

En segundo lugar, los estudios sobre incidencia y duración de la ITcc que han analizado modelos multinivel han incluido en estos modelos factores individuales y factores laborales [128] [129], pero nosotros no tuvimos información sobre los últimos, lo que habría facilitado la comparación de nuestros resultados con la evidencia científica existente.

Además de lo anteriormente expuesto reflejado en el nuevo marco conceptual propuesto (figura 8), otra limitación con nuestros estudios fue el no conocer el motivo de finalización de cada episodio. Esto habría permitido una visión más clara sobre la duración o mejoría del trabajador, su muerte, o por un cambio a una situación de IP [149]. Ello nos podría ayudar a gestionar mejor episodios que agotan la duración de la ITcc cuando en realidad ya se tratan de episodios de IP, por lo cual estarían cambiando los resultados del análisis de la ITcc, o diagnósticos a los que debemos prestar especial atención puesto que tras una determinada duración acabarán en convalecencia o muerte.

Aunque en los estudios aquí realizados se utilizaron tres factores contextuales diferentes, éstos seguramente son indicadores crudos o insuficientes de los factores de nivel macro. Además, aunque se tuvieron en cuenta las 41 comarcas de Cataluña, podría haber significativa variabilidad dentro de una comarca en términos de condiciones socioeconómicas y recursos sanitarios, especialmente en comarcas grandes, pudiendo dar lugar a resultados con un cierto grado de sesgo [150] [151].

Cabe destacar que a pesar de encontrar una variabilidad significativa esta es pequeña lo que va en el sentido de la magnitud esperada. En concreto, habría que esperar no encontrar variabilidad geográfica puesto que se ha analizado todo el territorio de Cataluña, que es un territorio pequeño y muy homogéneo en relación a las características laborales, económicas, o legales, así como en los recursos sanitarios.

Por último, la escasez de literatura sobre variabilidad geográfica de la duración de la ITcc hace que sea difícil comparar nuestros resultados con estudios anteriores, y debemos considerar nuestros hallazgos con precaución, siendo de gran utilidad también para generar nuevas hipótesis. Hasta donde se conoce, esta es la primera vez que se examina la variabilidad geográfica de la duración de la ITcc en Cataluña, y es la primera vez también que se estudian simultáneamente factores individuales y factores contextuales como potenciales factores explicativos de la variabilidad geográfica. Otro de los puntos fuertes que se quiere resaltar de esta tesis, es que se tuvo acceso a la base de datos de todos los episodios de ITcc ocurridos en Cataluña, una región Europea altamente industrializada y económicamente desarrollada que cuenta con más de 7 millones de personas. Así, nuestros resultados son generalizables a regiones europeas con un perfil económico, industrial y poblacional y con sistemas de protección social similares. Además, también es la primera vez, hasta donde se ha podido saber, que se estudia la duración de la ITcc en dos patologías muy frecuentes como son los TME y los trastornos mentales, utilizando además métodos analíticos avanzados para examinar conjuntamente los efectos en la variabilidad geográfica de factores en distintos niveles.

Dada la complejidad de la duración de la ITcc, el marco teórico de sus determinantes debería tener en cuenta los distintos niveles y la superposición de los mismos. Incrementar el conocimiento de los factores que crean diferencias geográficas ayudará a aumentar la habilidad para el diseño de acciones e intervenciones dirigidas a minimizar las diferencias entre áreas. En este sentido, esta tesis doctoral contribuye a una mejor comprensión de las fuentes de variabilidad de la duración de la ITcc con el uso de un diseño multinivel.

Por último, referente al tercer artículo, hasta donde sabemos este estudio propone por primera vez una extensión del modelo Poisson como una alternativa al CFM. Una ventaja clave del CFPM sobre el CFM es la reducción del tiempo de cálculo en el análisis de grandes bases de datos. Esto puede ser particularmente importante para instituciones de los países en que los equipos informáticos con alta velocidad de

cálculo no están fácilmente disponibles. En la actualidad, el CFM sólo se puede ejecutar con el software R [147], sin embargo el CFPM se puede ejecutarse fácilmente mediante otra aplicación estadística como por ejemplo Stata o SAS [148].

6.3. Recomendaciones y futuras líneas de investigación

La ITcc es un importante y complejo problema de salud laboral y pública que conlleva una carga económica significativa [75] [152], y tiene efectos negativos en la población trabajadora, las empresas y la sociedad en general [6]. Debido a su complejidad, el marco teórico de los factores pronóstico debería tener en cuenta la diversidad de factores y niveles superpuestos que podrían considerarse como influyentes en la duración de la ITcc, así como de sus interrelaciones.

Proponemos un modelo conceptual basado en aportaciones anteriores derivadas del trabajo de nuestro grupo, y que hemos modificado, incorporando observaciones derivadas de los resultados de esta tesis [153] [154], el que se ha de ir modificando y mejorando en base a la evidencia.

Además de lo mencionado en el apartado 6.1 Principales hallazgos, futuros estudios que parta de este nuevo marco conceptual de determinantes de la ITcc podrían ayudar a identificar oportunidades que permitan mejorar la gestión de la ITcc a través de intervenciones concretas. En este sentido, son necesarios más estudios para lograr una mejor comprensión, conceptualización y evaluación de estos efectos en términos de salud, del sistema social y de legislación laboral [155].

Se debe animar a que se realicen estudios que examinen las variaciones de la práctica médica, puesto que podría identificar los factores asociados con deficiencias en la prestación de los servicios, junto con un posible uso inapropiado de los beneficios de la prestación de ITcc [156].

También animamos al estudio de los factores determinantes de la duración de la ITcc, examinando variaciones geográficas donde se incluyan episodios repetidos en un mismo individuo y usen modelos que tengan en cuenta también las dos posibles fuentes de correlación en los datos, dependencia de eventos y heterogeneidad. Para ello, como futura línea de investigación se pueden describir modelos y desarrollar software gratuito (por ejemplo, programas en R) para realizar modelos condicionales de fragilidad a tres niveles que permitan estratificar la función de riesgo basal por más de 2 episodios repetidos [102].

7. CONCLUSIONES

7. CONCLUSIONES

Los estudios de esta tesis doctoral han permitido establecer las siguientes conclusiones:

- 1) La duración de la ITcc muestra una variabilidad geográfica significativa por comarcas, aunque ésta es pequeña.
- 2) La distribución geográfica de la duración de la ITcc sigue un patrón, en general con mayores duraciones en el noroeste de Cataluña.
- 3) Estas diferencias geográficas están principalmente explicadas sobre todo por los factores individuales analizados.
- 4) La proporción de variabilidad geográfica en la duración de la ITcc atribuible a los factores contextuales analizados no es elevada.
- 5) Aun después de ajustar simultáneamente por factores individuales y contextuales, persiste una pequeña parte de la variabilidad sin explicar que podría ser debida a otros factores individuales y/o contextuales que no pudieron ser analizados, como la clase social, las creencias y aptitudes frente a una situación de ITcc, las comorbilidades, factores laborales como las características del mercado laboral o las condiciones de trabajo y empleo, factores relacionados con el sistema sanitario y la variabilidad de la práctica médica, y otros factores económicos y demográficos como los ciclos económicos o las áreas rurales/urbanas.
- 6) Las técnicas analíticas para modelar la duración de la ITcc con episodios repetidos deberían incorporar la dependencia de eventos y heterogeneidad debido a factores desconocidos, no medidos o imposibles de medir, para así reducir sesgos en las estimaciones de las medidas de asociación.
- 7) El CFPM es una alternativa al CFM en el análisis de supervivencia con episodios repetidos. Especialmente, ambos enfoques se pueden utilizar para analizar los factores asociados a la duración de la ITcc controlando la dependencia de eventos y heterogeneidad debida a factores desconocidos, no medidos o imposibles de medir.
- 8) El tiempo computacional del CFPM al analizar grandes bases de datos, como puede ocurrir en el caso de la ITcc, es considerablemente menor que el tiempo computacional del CFM, lo que supone una mejora de la eficiencia de este tipo de análisis.

8. BIBLIOGRAFÍA

8. BIBLIOGRAFÍA

1. Fábrega O, Company A. La gestión de la incapacidad temporal en Gestión de Atención Primaria. En: Gené Badia J y Grego Recasens JM, directores. Curso a distancia de Gestión de Atención Primaria. Barcelona: semFYC y Formación Continuada Les Heures-Universitat de Barcelona. Fundació Bosch Gimpera; 1999. P.95-103.
2. Caldas R, Pérez FJ. Gestión de la incapacidad temporal. Conceptos, legislación y tramitación de la incapacidad temporal. En: Borrell F, coordinador. Incapacidad temporal: encrucijada ética, clínica y de gestión. Barcelona: semFYC; 1999. P.60-86.
3. Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales. ORDEN de 18 de septiembre de 1998 por el que se modifica la de 19 de junio de 1997, que desarrollo el Real Decreto 575/1997, de 18 de abril, que modifica determinados aspectos de la gestión y control de la prestación económica de la Seguridad Social por incapacidad temporal. Boletín Oficial del Estado, núm. 230, (25 de septiembre de 1998). [Citado el _ de _ de _]. Disponible en: http://noticias.juridicas.com/base_datos/Admin/rd575-1997.html
4. Ministerio de Trabajo y Seguridad Social. Real Decreto Legislativo 1/1994, de 20 de junio, por el que se aprueba el Texto Refundido de la Ley General de la Seguridad Social. Boletín Oficial del Estado, núm. 154, (29 de junio de 1994). [Citado el _ de _ de _]. Disponible en: <http://www.boe.es/boe/dias/1994/06/29/pdfs/A20658-20708.pdf>
5. Ministerio de la Presidencia. Ley 42/1994, de 30 de diciembre, de Medidas fiscales, administrativas y de orden social. Boletín Oficial del Estado, núm. 313, (31 de diciembre de 1994). [Citado el _ de _ de _]. Disponible en: <http://www.boe.es/boe/dias/1994/12/31/pdfs/A39457-39504.pdf>
6. Alexanderson K. Sickness absence: a review of performed studies with focused on levels of exposures and theories utilized. Scand J Soc Med 1998;26(4):241-9.
7. Benavides FG, Aranz J, Bolumar F, Álvarez-Dardet C. La incapacidad laboral transitoria, algo más que un problema de salud. Rev San Hig Pub 1990;64:749-57.
8. Gjesdal S, Ringdal PR, Haug K, Gunnar J. Predictors of disability pension in long-term sickness absence: results from a population-based and prospective study in Norway 1994-1999. Eur J Public Health 2004;14(4):398-405.
9. Kivimäki M, Forma P, Wikström J, Halmeenmäki T, Pentti J, Elovainio M, et al. Sickness absence as a risk marker of future disability pension: the 10- town study [short report]. J Epidemiol Community Health 2004;58(8):710-711.

10. Kivimäki M, Head J, Ferrie JE, Shipley MJ, Vahtera J, Marmot MG. Sickness absence as a global measure of health: evidence from mortality in the Whitehall II prospective cohort study. *BMJ* 2003;327(7411):364-118.
11. Borrell F. Incapacidad temporal: encrucijada ética, clínica y de gestión. Barcelona: Sociedad Española de Medicina de Familia y Comunitaria. Editorial: semFYC, 1999.
12. Gobierno de España. Ministerio de Empleo y Seguridad Social. Efectos del artículo 128 de la Ley General de Seguridad Social según la disposición adicional cuadragésima octava de la Ley 30/2005, de 28 de diciembre. Regulación de la incapacidad temporal. Reordenación de competencias entre las entidades gestoras. [Citado el _ de _ de _]. Disponible en: http://www.seg-social.es/Internet_1/Masinformacion/SistemaRed/NoticiasRED/boletines2007/200704de1demarzode250994/index.htm
13. Gobierno de España. Ministerio de Empleo y Seguridad Social. Incapacidad Temporal. Prestaciones y pensiones de trabajadores. [Citado el _ de _ de _]. Disponible en: http://www.seg-social.es/Internet_1/Trabajadores/PrestacionesPension10935/Incapacidadtemporal/RegimenGeneral/Cuantia/index.htm
14. Ministerio de Trabajo y Seguridad Social. Real Decreto 1993/1995, de 7 de diciembre, por el que se aprueba el Reglamento sobre colaboración de las Mutuas de Accidentes de Trabajo y Enfermedades Profesionales de la Seguridad Social. Boletín Oficial del Estado, núm. 296, (12 de diciembre 1995). [Citado el _ de _ de _]. Disponible en: <http://www.boe.es/boe/dias/1995/12/12/pdfs/A35584-35613.pdf>
15. Mejica JM. Derecho sanitario de la incapacidad temporal. Granada: Editorial Comares; 1998.
16. Subdirección General de Coordinación Administrativa del INSALUD. Manual de gestión de la incapacidad temporal. Madrid: INSALUD, 1997;p.23-41.
17. Ministerio de Trabajo e inmigración. Instituto Nacional de la Seguridad Social. Tiempos estándar de incapacidad temporal. Madrid; 2004.
18. Álvarez E, Llergo A, Vaquero M. Análisis de la duración de los períodos de incapacidad temporal por procesos en Andalucía. Factores asociados. *Aten Primaria* 2009;41(7):387-393.
19. Gobierno de España. Ministerio de Empleo y Seguridad Social. Trabajadores. Prestaciones / Pensiones de trabajadores. Acción protectora - prestaciones. [Citado el _ de _ de _]. Disponible en: http://www.seg-social.es/Internet_1/Trabajadores/PrestacionesPension10935/Accionprotectorapre12778/index.htm

20. Gobierno de España. Ministerio de Empleo y Seguridad Social. Estadísticas, presupuestos y estudios, estadísticas, otras prestaciones de la Seguridad Social, Incapacidad Temporal. [Citado el _ de _ de _]. Disponible en: http://www.seg-social.es/Internet_1/Estadistica/Est/Otras_Prestaciones_de_la_Seguridad_Social/Incapacidad_Temporal/index.htm
21. European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions. Dublin: Eurofound. Julio 2010. Absence from work. [Citado el _ de _ de _]. Disponible en: <http://www.eurofound.europa.eu/ewco/studies/tn0911039s/index.htm>
22. Ramos R. Epidemiología y gasto de la incapacidad temporal en la Seguridad Social. En: Incapacidad Temporal. Manual para el manejo en atención primaria. Grupo Lex Artis de la Sociedad Madrileña de Medicina de Familia y Comunitaria con la colaboración de AMAT. Madrid; 2008. P.35-48.
23. Ruiz A. La incapacidad temporal y la atención primaria. La gran oportunidad, la gran amenaza. Propuesta de un cambio. En: Borrel F, coordinador. Incapacidad temporal: encrucijada ética, clínica y de gestión. Barcelona: semFYC; 1999. p. 15-57.
24. Gervás J, Ruiz A, Pérez M. La incapacidad laboral en su contexto médico: problemas clínicos y de gestión. [Citado el _ de _ de _]. Disponible en: <http://www.seg-social.es/prdi00/groups/public/documents/binario/51588.pdf>
25. Taylor P. Absentismo. En: Organización Internacional del Trabajo (Ed.). Enciclopedia de Salud y Seguridad en el Trabajo (2ª edición). Madrid: Ministerio de Trabajo y Seguridad Social; 1997.
26. Snook SH. The costs of back pain in industry. *Occup Med* 1988;3(1):1-5.
27. Benavides FG, Castejón J, Gimeno D, Porta M, Mestres J, Simonet P. Certification of occupational diseases as common diseases in a primary health care setting. *Am J Ind Med* 2005;47:176-80.
28. Benavides FG. Ill health, social protection, labour relations, and sickness absence. *Occup Environm Med* 2006;63:228-9.
29. Ruiz -Frutos C, García AM, Delclós J, Benavides FG, (Eds.). Salud laboral, conceptos y técnicas para la prevención de riesgos laborales. Capítulo 1, la salud y sus determinantes. 3ª Edición 2007.
30. Allebeck P, Mastekaasa A. Chapter 3. Causes of sickness absence: research approaches and explanatory models. *Scand J Public Health* 2004;32(63):36-43.
31. Krause N, Frank JW, Dasinger LK, Sullivan TJ, Sinclair SJ. Determinants of duration of disability and return-to-work after work-related Injury and illness: challenges for future research. *Am J Ind Med* 2001;40(4):464-484.

32. Royo-Bordonada MA. La duración de la incapacidad laboral y sus factores asociados. *Gac Sanit* 1999;13(3):177-184.
33. Krause N, Dasinger LK, Deegan LJ, Rudolph L, Brand RJ. Psychosocial job factors and return to work after compensated low back injury: A disability phase-specific analysis. *Am J Ind Med* 2001;40(4):374-92.
34. Friesen M, Yassi A, Cooper J. Return-to-work: The importance of human interactions and organizational structures. *Work* 2001;17(1):11-22.
35. Hansson T, Jensen I. Swedish Council on Technology Assessment in Health Care (SBU). Chapter 6. Sickness absence due to back and neck disorders. *Scand J Public Health* 2004;32(63): 109-51.
36. Kuijjer W, Groothoff JW, Brouwer S, Geertzen JH, Dijkstra PU. Prediction of sickness absence in patients with chronic low back pain: a systematic review. *J Occup Rehabil* 2006;16(3):439-67.
37. Benavides FG, Serra C, Domínguez R, Martínez JM, Plana M, Despuig M, Sampere M, Gimeno D. Does return to work occur earlier after work-related sick leave episodes than after non-work-related sick leave episodes? A retrospective cohort study in Spain. *Occup Environ Med* 2009;66(1):63-7.
38. Maeland JG, Havik OE. Return to work after a myocardial infarction: the influence of background factors, work characteristics and illness severity. *Scand J Soc Med* 1986;14(4):183-95.
39. Reiso H, Nygard JF, Jorgensen GS, Holanger R, Soldal D, Bruusgaard D. Back to work: Predictors of return to work among patients with back disorders certified as sick. A two year follow-up study. *Spine (Phila Pa 1976)* 2003;28(13):1468-74.
40. Benavides FG, Plana M, Serra C, Dominguez R, Despuig M, Aguirre S, Sampere M, Gimeno D. Incapacidad temporal por contingencia común: papel de la edad, el sexo, la actividad económica y la comunidad autónoma. *Rev Esp Salud Pública* 2007;81:183-90.
41. Board B, Brown J. Barriers and enablers to returning to work from long-term sickness absence: part I – A quantitative perspective. *Am J Ind Med* 2011;54(4):307-24.
42. Heijbel B, Josephson M, Jensen I, Stark S, Vingard E. Return to work expectation predicts work in chronic musculoskeletal and behavioral health disorders: Prospective study with clinical implications. *J Occup Rehabil* 2006;16(2):173-84.
43. Blank L, Peters J, Pickvance S, Wilford J, MacDonald E. A systematic review of the factors which predict return to work for people suffering episodes of poor mental health. *J Occup Rehabil* 2008;18(1):27-34.

44. Correlius LR, van der Klink J, Groothoff JW, Brouwer S. Prognostic factors of long term disability due to mental disorders: a systematic review. *J Occup Rehabil* 2011;21(2):259-74.
45. Baril R, Clarke J, Friesen M, Stock S, Cole D and the Work-Ready group. Management of return-to-work programs for workers with musculoskeletal disorders: a qualitative study in three Canadian provinces. *Soc Sci Med* 2003;57(11):2101-14.
46. Marmot M, Feeney A, Shipley M, North F, Syme SL. Sickness absence as a measure of health status and functioning: from the UK Whitehall II study. *J Epidemiol Community Health* 1995;49(2):124-30.
47. Generalitat de Catalunya. Departament de Salut. Institut Català d'Avaluacions Mèdiques. La incapacitat laboral per contingències comunes a Catalunya 2009. Informe 2. [Citado el _ de _ de _]. Disponible en: <http://www20.gencat.cat/portal/site/salut/menuitem.f33aa5d2647ce0dbe23fed3b0c0e1a0/?vgnextoid=3e6b449294ca3310VgnVCM1000008d0c1e0aRCRD&vgnnextchannel=3e6b449294ca3310VgnVCM1000008d0c1e0aRCRD&vgnnextfmt=default>
48. Artieda L, Cebeiro P, Cipriáin C, Extramiana E, Fernández J, Inarte L y col. Indicadores básicos de Incapacidad Temporal. En: Incapacidad temporal por enfermedad común y accidente no laboral. Navarra 2003. 1ª ed. Navarra: Gobierno de Navarra; 2005. p. 30-31.
49. Castejón E, Benavides FG, Murillo C. La incapacitat laboral per contingències comunes a Catalunya. Barcelona: Generalitat de Catalunya, Consell de Treball, Econòmic i Social de Catalunya, 2003.
50. Torá-Rocamora I, Martínez JM, Delclos J, Jardí J, Alberti C, Serra C, Manzanera R, Benavides FG. Duration of work absence attributable to non work-related diseases by health regions in Catalonia. *Rev Esp Salud Publica* 2010;84(1):61-9.
51. Ballesteros M, Serra C, Martínez JM, Plana M, Delclos GL, Benavides FG. Comparación del coste de la incapacidad temporal por contingencia común en 2006 entre las provincias de Barcelona y Madrid. *Rev Esp Salud Pública* 2009;83:453-61.
52. Benavides FG, Torá I, Martínez JM, Jardí J, Manzanera R, Alberti C, Delclós J. Evaluación de la gestión de los casos de incapacidad temporal por contingencia común de más de 15 días en Cataluña. *Gac Sanit* 2010;24(3):215-9.
53. Marión J, Peiró S, Márquez S, Meneu de Guillerna R. Variaciones en la práctica médica: importancia, causas e implicaciones. *Med Clin (Barc)* 1998;110:382-90.
54. López de Castro F, Montero MJ, Valles N, Fernández O, Alejandro G, Chacón J. Variability in primary care drug prescription in 2003 in Castile-la Mancha, Spain. *Rev Esp Salud Publica* 2005;79(5):551-8.

55. Abellana R, Ascasc C, Carrasco JL, Castell C, Tresserras R. Geographical variability of the incidence of Type 1 diabetes in subjects younger than 30 years in Catalonia, Spain. *Med Clin (Barc)* 2009;132(12):545-8.
56. Gobierno de Navarra. Incapacidad temporal por enfermedad común y accidente no laboral. Navarra 1998-202. Instituto Navarro de Salud Laboral. [Citado el _ de _ de _]. Disponible en: <http://www.navarra.es/NR/rdonlyres/F82D4E65-66BD-4016-8EB0-CF3D7EE39CB4/146986/ITNavarra19982002.pdf>
57. Karlsson NE, Carstensen JM, Gjesdal S, Alexanderson KA. Risk factors for disability pension in a population-based cohort of men and women on long-term sick leave in Sweden. *Eur J Public Health* 2008;18(3):224-31.
58. Sampere M. Reincorporación al trabajo después de un episodio de incapacidad temporal por contingencia común de larga duración. Análisis de los factores pronóstico. Defensa de Tesis doctoral. Universitat Pompeu Fabra, Barcelona 2011.
59. Gimeno D, Benavides FG, Benach J, Amick BC. Distribution of sickness absence in the European Union countries. *Occup Environ Med* 2004;61:867-9.
60. Andrea H, Beurskens A, Metsemakers J, van Amelsvoort LGPM, van den Brandt PA, van Schayck CP. Health problems and psychosocial work environment as predictors of long term sickness absence in employees who visited the occupational physician and/or general practitioner in relation to work: a prospective study. *Occup Environ Med* 2003;60(4):295-300.
61. Delclós J, García S, López JC, Sampere M, Serra C, Plana M y col. Duración de la incapacidad temporal por contingencia común por grupos diagnósticos. *Arch Prev Riesgos Labor* 2010;13(4):180-7.
62. Steenstra IA, Verbeek JH, Heymans MW, Bongers PM. Prognostic factors for duration of sick leave in patients sick listed with acute low back pain: a systematic review of the literature. *Occup Environ Med* 2005;62(12):851-60.
63. Alberti C, Jardí J, Manzanera R, Torá-Rocamora I, Delclós J, Benavides FG. Incapacidad temporal por enfermedad común y accidente no laboral en Cataluña, 2007-2010. *Rev Esp Riesgos Labor* 2010;15(4):172-77.
64. Sociedad Española de Medicina de Familia y Comunitaria. Medidas Básicas para mejorar la gestión de los procesos de incapacidad temporal. Grupo de Incapacidad Temporal de las Jornadas de Primavera SemFYC 2010. España: SemFYC; 2010. Serie de documentos: nº 28.
65. Moncrieff J, Pomerleau J. Trends in sickness benefits in Great Britain and the contribution of mental disorders. *J Public Health Med* 2000;22(1):59-67.

-
66. Roelen CA, Koopmans PC, Anema JR, van der Beek AJ. Recurrence of medically certified sickness absence according to diagnosis: a sickness absence register study. *J Occup Rehabil* 2010;20(1):113-21.
 67. Leijon M, Hensing G, Alexanderson K. Sickness absence due to musculoskeletal diagnoses: associations with occupational gender segregation. *Scand J Public Health* 2004;32(2):94-101.
 68. Alexanderson K, Borg K, Hensing G. Sickness absence with low-back, shoulder, or neck diagnoses: An 11-year follow-up regarding gender differences in sickness absence and disability pension. *Work* 2008;25(2):115-24.
 69. Spelten ER, Sprangers MA, Verbeek JH. Factors reported to influence the return to work of cancer survivors: a literature review. *Psychooncology* 2002;11(2):124-31.
 70. Kivimaki M, Ferrie JE, Hagberg J, Head J, Westerlund H, Vahtera J, et al. Diagnosis-specific sick leave as a risk market for disability pension in a Swedish population. *J Epidemiol Community Health* 2007;61:915-20.
 71. Frymover JW, Cats-Baril WL. An overview of the incidence and costs of low back pain. *Orthop Clin North Am* 1991;22(2):263-71.
 72. Mykletun A, Overland S, Dahl AA, Krokstad S, Bjerkesel O, Glozier N, Aarø LE, Prince M. A population-based cohort study of the effect of common mental disorders on disability pension awards. *Am J Psychiatry* 2006;163(8):1412-8.
 73. Bültmann U, Christensen KB, Burr H, Lund T, Ruquiles R. Severe depressive symptoms as predictor of disability pension: a 10-year follow-up study in Denmark. *Eur J Public Health* 2008;18(3):232-4.
 74. Vaez M, Rylander G, Nygren A, Asberg M, Alexanderson K. Sickness absence and disability pension in a cohort of employees initially on long-term sick leave due to psychiatric disorders in Sweden. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol* 2007;42(5):381-8.
 75. Alexanderson K, Norlund A. Swedish Council on technology assessment in health care (BU). Chapter 1. Aim, background, key concepts, regulations, and current statistics. *Scand J Public Health* 2004;63:12-30.
 76. Eaton WW, Martin SS, Nestadt G, Bienvenu J, Clarke D, Alexandre P. The burden of mental disorders. *Epidemiol Rev* 2008;30:1-14.
 77. Bültmann U, Ruquiles R, Lund T, Christensen K, Labriola M, Burr H. Depressive symptoms and the risk of long-term sickness absence: a prospective study among 4747 employees in Denmark. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol* 2006;41(11):875-80.
 78. Lerner D, Henke RM. Hat does research tell us about depression, job performance, and work productivity? *J Occup Environ Med* 2008;50(4):401-1.

79. Hardeveld F, Spijker J, De Graaf R, Noelen WA, Beekman AT. Prevalence and predictors of recurrence of major depressive disorder in the adult population. *Acta Psychiatr Scand* 2010;122(3):184-91.
80. Koopmans PC, Bültmann U, Roelen CA, Hoedeman R, van der Klink JJ, Groothoff JW. Recurrence of sickness absence due to common mental disorders. *Int Arch Occup Environ Health* 2011;84(2):193-201.
81. Wilson k, Amir Z. Cancer and disability benefits: a synthesis of qualitative findings on advice and support. *Psychooncology* 2008;17(5):421-9.
82. Amir Z, Moran T, Walsh L, Iddenden R, Luker K. Return to paid work after cancer: a British experience. *J Cancer Surviv* 2007;1(2):129-36.
83. Amir Z, Wynn P, Whitaker S, Luker K. Cancer survivorship and return to work: UK occupational physician experience. *Occup Med (Lond)* 2009;59(6):390-6.
84. Roelen CA, Koopmans PC, de Graaf JH, Balak E, Groothoff JW. Sickness absence and return to work rates in women with breast cancer. *Int Arch Occup Environ Health* 2009;82(4):543-6.
85. Loeser JD, Henderlite SE, Conrad DA. 1995. Incentive effects of workers' compensation benefits: a literature synthesis. *Med Care Res Rev* 1995;52(1):34-59.
86. Nebot C, Juvanet N, Canela J. Prognostic factors for return to work after a first compensated episode of back pain. *Occup Environ Med* 1996;53:488-94.
87. Diari Oficial de la Generalitat de Catalunya. Decret 105/2005, de 31 de maig, de delimitació de les regions sanitàries i dels sectors sanitaris del Servei Català de Salut. DOGC Núm. 4397-2.6.2005.
88. Virtanen M, Kivimäki M, Elovainio M, Virtanen P, Vahtera J. Local economy and sickness absence: prospective cohort study. *J Epidemiol Community Health* 2005;59(11):973-78.
89. Askildsen JE, Bratberg E, Nilsen OA. Unemployment, labor force composition and sickness absence: a panel data study. *Health Econ* 2005;14(11):1087-101.
90. Knutsson A, Goine H. Occupation and unemployment rates as predictors of long term sickness absence in two Swedish counties. *Soc Sci Med* 1998;47(1):25-31.
91. Krosktad S, Magnus P, Skrondal A, Westin S. The importance of social characteristics of communities for the medically based disability pension. *Eur J Public Health* 2004;14(4):406-12.
92. Generalitat de Catalunya. Institut d'Estadística de Catalunya. [Citado el _ de _ de _]. Disponible en: <http://www.idescat.cat>

93. La Caixa. Estudios y Análisis Económico. Anuario Económico de España. [Citado el _ de _ de _]. Disponible en: <http://www.lacaixa.comunicacions.com/se/pbae.php?idioma=esp>
94. Diez-Rous AV. Bringing context back into epidemiology: variables and fallacies in multilevel analysis. *Am J Public Health* 1998;88(2):216-22.
95. Duncan C, Jones K, Moon G. Context, composition and heterogeneity: using multilevel models in health research. *Soc Sci Med* 1998;46(1):97-117.
96. Diez-Rous AV. Multilevel analysis in public health research. *Annu Rev Public Health* 2000;21:171-92.
97. Merlo J, Chaix B, Yang M, Lynch J, Rastam L. A brief conceptual of multilevel analysis in social epidemiology: linking the statistical concept of clustering to the idea of contextual phenomenon. *J Epidemiol Community Health* 2005;59:443-9.
98. Merlo J, Yang M, Chaix B, Lynch J, Rastam L. A brief conceptual of multilevel analysis in social epidemiology: investigating contextual phenomena in different groups of people. *J Epidemiol Community Health* 2005;59:729-36.
99. Chaix B, Rosvall M, Merlo J. Assessment of the magnitude of geographical variations and socioeconomic contextual survival analysis of a large Swedish cohort. *J Epidemiol Community Health* 2007;61:349-55.
100. Chaix B, Rosvall M, Merlo J. Assessment of the magnitude of geographical variations and socioeconomic contextual effects on ischaemic heart disease mortality: a multilevel survival analysis of a large Swedish cohort. *J Epidemiol Community Health* 2007;61(4):349-55.
101. Navarro A, Reis RJ, Martin M. Some alternatives in the statistical analysis of sickness absence. *Am J Ind Med* 2009;52(10):811-6.
102. González JR, Peña EA. Estimación no paramétrica de la función de supervivencia para datos con eventos recurrentes. *Rev Esp Salud Pública* 2008;78:189-99.
103. Box-Steffensmeier JM, De Boef S. Repeated events survival models: The conditional frailty model. *Statist Med* 2006;25:3518-33.
104. Box-Steffensmeier JM, De Boef S, Joyce KA. Event dependence and heterogeneity in duration models: The conditional frailty model. *Political Analysis* 2007;15:237-56.
105. Christensen KB, Andersen PK, Smith-Hansen L, Nielsen ML, Kristensen TS. Analyzing sickness absence with statistical models for survival data. *Scand J Work Environ Health* 2007;33(3):233-9.

106. Merlo J. Multilevel analytical approaches in social epidemiology: measures of health variation compared with traditional measures of association. *J Epidemiol Community Health* 2003;57:550-2.
107. Merlo J, Caix B, Ohlsson H, Beckman A, Johnell K, Hjerpe P, et al. A brief conceptual tutorial of multilevel analysis in social epidemiology: using measures of clustering in multilevel logistic regression to investigate contextual phenomena. *J Epidemiol Community Health* 2006;60:290-7.
108. Callas PW, Pastides H, Hosmer DW. Empirical comparisons of proportional hazards, poisson, and logistic regression modeling of occupational cohort data. *Am J Ind Med* 1998;33:33-4.
109. Generalitat de Catalunya. Ley 6/1987, de 4 de abril, de la organización comarcal de Cataluña. [Citado el _ de _ de _]. Disponible en: http://noticias.juridicas.com/base_datos/CCAA/ca-l6-1987.html
110. International Standard Industrial Classifications of All Economic Activities, Rev 4. Detail structure and explanatory notes. [Citado el _ de _ de _]. Disponible en: <http://unstats.un.org/unsd/cr/registry/regcst.asp?CI=27>
111. Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad. Clasificación Internacional de Enfermedades. Versión 10ª. [Citado el _ de _ de _]. Disponible en: <http://www.msps.es/estadEstudios/estadisticas/normalizacion/clasifEnferm/home.htm>
112. Generalitat de Catalunya. Ley 15/1990, de 9 de julio, de ordenación sanitaria. Título IV. Estructura y ordenación del servicio catalán de salud. [Citado el _ de _ de _]. Disponible en: http://noticias.juridicas.com/base_datos/CCAA/ca-l15-1990.t4.html
113. Therneau TM, Grambsch PM. *Modeling Survival Data: Extending the Cox Model*. Springer: New York. 2000.
114. Oakes DA. Frailty models for multiple event times. In *Survival Data, State of the Art*, Klein JP, Goel PK (eds). Netherlands: Kluwer Academic Publishers: Dordrecht, 1992.
115. Lian M, Schootman M, Doubeni CA, Park Y, Major JM, Torres RA. Geographic variation in colorectal cancer survival and the role of small-area socioeconomic deprivation: a multilevel survival analysis of the NIH-AARP diet and health study cohort. *Am J Epidemiol* 2011;174(7):828-38.
116. Chaix B, Rosvall M, Merlo J. Recent increase of neighborhood socioeconomic effects on ischemic heart disease mortality: a multilevel survival analysis of two large Swedish cohorts. *Am J Epidemiol* 2007;165:22-6.

-
117. Larsen K, Merlo J. Appropriate assessment of neighborhood effects on individual health: integrating random and fixed effects in multilevel logistic regression. *Am J Epidemiol* 2005;161:81-8.
 118. Breslow NE. Covariance analysis of censored survival data. *Biometrics* 1978;30:89-99.
 119. Kelley PJ, Lim LL. Survival analysis for recurrent event data: an application to childhood infectious diseases. *Stat Med* 2000;19(1):13-33.
 120. González-Barcala FJ, Cadarso-Suárez C, Valdés-Cuadrado L, Lado-Lema ME, Bugarín-González R, Vilariño-Pombo C, Hervada-Vidal X. Determinantes de la duración de la incapacidad temporal y la vuelta al trabajo en un área sanitaria de Galicia. *Aten Primaria* 2006;37(8):431-8.
 121. García-Díaz AM, Pértega-Díaz S, Pita-Fernandez S, Santos-García C, Vázquez-Vázquez J. Incapacidad temporal: características en un centro de salud durante el período 2000-2002. *Aten Primaria* 2006;37:22-9.
 122. Lillo-Prieto MM, Ariza-Chana AI, Sánchez-Fernández L, et al. Estudio de la incapacidad temporal (IT) en una zona rural. Comunicación XX Congreso Semergen. Jerez de la Frontera, Cádiz 1998.
 123. Laframboise HL. Health policy: breaking the problem down into more manageable segments. *Canadian Medical Association Journal* 1973;108:388-391.
 124. Lalonde MA. A new perspective on the health of Canadians: a working document. Ottawa: Minister of Supply and Services Canada 1981.
 125. Dever G. Epidemiological model for health policy analysis. *Social Indicators Research* 1977;2:453-466.
 126. Piédrola Gil G, et al. *Medicina Preventiva y Salud Pública*. 10ª edición, Ed. Masson. Barcelona 2003.
 127. Colomer Revuelta C, Álvarez-Dardet Díaz C. *Promoción de la salud y cambio social*. Ed. Masson 2001.
 128. Labriola M, Lund T, Christensen KB, et al. Multilevel analysis of individual and contextual factors as predictors of return to work. *J Occup Environ Med* 2006;48:1181-8.
 129. Labriola M. Conceptual framework of sickness absence and return to work, focusing on both the individual and the contextual level. *Work* 2008;30:377-87.
 130. Galizzi M, Boden LI. What are the most important factors shaping return to work? Evidence from Wisconsin.

131. von Knorring M, Sundberg L, Löfgren A, et al. Problems in sickness certification of patients: a qualitative study on views of 26 physicians in Sweden. *Scand J Prim Health Care* 2008;26:22-8.
132. Marnetoft SU, Selander J, Akerström B, et al. A comparison of perceived health, attitudes to work, leisure time, and social welfare systems among people in a rural area in the north of Sweden and among people in the city of Stockholm. *Work* 2007;28:153-64.
133. Lund T, Labriola M, Crristensen KB, Bültman U, Villadsen E. Physical work environment risk factors for long term sickness absence: prospective findings among cohort of 5357 employees in Denmark. *BMJ* 2006;332(7539):449-452.
134. Asociación Internacional de la Seguridad Social. El impacto de la crisis financiera sobre la seguridad y la salud en el trabajo. [Citado el _ de _ de _]. Disponible en: [http://www.issa.int/esl/News-Events/News2/The-impact-of-the-financial-crisis-on-safety-and-health-at-work/\(language\)/esl-ES](http://www.issa.int/esl/News-Events/News2/The-impact-of-the-financial-crisis-on-safety-and-health-at-work/(language)/esl-ES)
135. Revista "Social Agenda" de la Unión Europea. Noviembre 2009. [Citado el _ de _ de _]. Disponible en: <http://ec.europa.eu/social/BlobServlet?docId=4206&langId=en>
136. Villaplana-García MD. El absentismo laboral por incapacidad laboral por incapacidad temporal derivada de contingencias comunes en el periodo 2005-2010. Tesis doctoral. Universidad de Murcia. Murcia 2012.
137. Audas R, Goddard J. Absenteeism, seasonality, and the business cycle. *J Econ Bus* 2001;53(4):405-19.
138. Scheil-Adlung X, Sandder L. Evidencia on paid sick leave: observations in times of crisis. *Intereconomics* 2010;5(45):313-321.
139. Duncan C, Jones K, Moon G. Psychiatric morbidity: a multilevel approach to regional variations in the UK. *J Epidemiol Community Health* 1995;49(3):290-5.
140. Elshaug AG, Hiller JE, Tunis SR, et al. Challenges in Australia policy processes for disinvestment from existing, ineffective health care practices. *Australia New Zealand Health Policy* 2007;4:23.
141. Pearson A, Littlejohns P. Reallocating resources: how should the National Institute for Health and Clinical Excellence guide disinvestment efforts in the National Health Service? *J Health Serv Res Policy* 2007;12:160-5.
142. Cooper C, Starkey K. Disinvestment in health care. *Br Med J* 2010;340:c1413.
143. Ibarгойen-Roteta N, Gutiérrez-Ibarluzea I, Asua J, et al. Scanning the horizon of obsolete technologies: possible sources for their identification. *Intl J Technol Assess Health Care* 2009;25:249-54.

-
144. Bernal-Delgado E, García-Armesto S, Campillo-Artero C. Sirven los estudios de variabilidad geográfica de la práctica para informar la desinversión? Varias cautelas y algunas reflexiones. *Gac Sanit* 2013;27(1):7-11.
 145. Bratberg E, Gjesdal S, Maeland JG. Sickness absence with psychiatric diagnoses: individual and contextual predictors of permanent disability. *Health Place* 2009;15(1):308-14.
 146. Blakely TA, Woodward A. Ecological effects in multi-level studies. *J Epidemiol Community Health* 2000;54(5):367-74.
 147. R Development Corp Team. R: a language and environment for statistical computing. Vienna: R Foundation for Statistical Computing; 2003.
 148. StataCorp. Stata Statistical Software: Release 12. College Station, Texas: StataCorp MP, 2011.
 149. Duran X, Martínez JM, Benavides FG. Number of contracts and occupational categories as associated factors to the potential years of working life lost due to non-work related permanent disability. *Work* 2013 doi:10.3233/WOR-121522.
 150. Blakely TA, Woodward A. Ecological effects in multi-level studies. *J Epidemiol Community Health* 2000;54(5):367-74.
 151. Openshaw S. The Modifiable Areal Unit Problem. Norwich: Geo Books 1984. ISBN 0-86094-134-5.
 152. Block FS and Prins R, (eds). International Social Security Association. Who returns to work and why? A six-country study on work incapacity and reintegration. Block FS and Prins R, (eds). New Brunswick, New Jersey 2001. Transaction Publishers.
 153. Loisel P, Coté P, Durand MJ et al (2005). Training the next generation of researchers in work disability prevention: the Canadian Work Disability Prevention CIHR Strategic Training Program. *J Occup Rehabil* 15:273-84.
 154. Pransky G, Gatchel R, Linton SJ et al (2005). Improving return to work research. *J Occup Rehabil* 15:453-7.
 155. Hensing G. Swedish council on technology assessment in health care (SBU). Chapter 4. Methodological aspects in sickness-absence research. *Scand J Public Health* 2004;63:44-8.
 156. Peiró S, Bernal-Delgado E. Variaciones en la práctica médica: apoyando la hipótesis nula en tiempos revueltos. *Rev Esp Salud Pública* 2012;86:213-7.

9. ABREVIATURAS

9. ABREVIATURAS

%RB	% de sesgo relativo (%RB por sus siglas en ingles, % <i>relative bias</i>)
%RW	% de la diferencia relativa en la anchura de los intervalos de confianza (%RW por sus siglas en ingles, % <i>relative width</i>)
95% CI	Intervalo de confianza al 95% (95% CI por sus siglas en inglés, 95% <i>confidence interval</i>)
CFM	Modelo de fragilidad condicional (CFM por sus siglas en inglés, <i>conditional failty model</i>)
CFPM	Modelo de fragilidad condicional Poisson (CFPM por sus siglas en inglés, <i>conditional frailty Poisson model</i>)
CIE	Clasificación Internacional de Enfermedades
CM	Modelo condicional (CM por sus siglas en ingles, <i>conditional model</i>)
CNAE	Clasificación Nacional de Actividades Económicas
CPM	Modelo condicional Poisson (CPM por sus siglas en ingles, <i>conditional Poisson model</i>)
FM	Modelo de fragilidad (FM por sus siglas en ingles, <i>frailty model</i>)
FPM	Modelo de fragilidad Poisson (FPM por sus siglas en ingles, <i>frailty Poisson model</i>)
HR	Razón de riesgo (HR por sus siglas en ingles, <i>hazard ratio</i>)
ICAMS	Institut Català d'Avaluacions Mèdiques i Sanitàries
IDESCAT	Instituto de Estadística de Cataluña
IHR	HR intercuartílico (IHR por sus siglas en inglés, <i>interquartile hazard ratio</i>)
INSS	Instituto Nacional de la Seguridad Social
IP	Incapacidad permanente
IT	Incapacidad temporal
ITcc	Incapacidad temporal por contingencia común
MATEPSS	Mutua de Accidentes de Trabajo y Enfermedades Profesionales de la Seguridad Social
MD	Duración mediana (MD por sus siglas en ingles, <i>median duration</i>)

9. ABREVIATURAS

MHR	HR mediano (MHR por sus siglas en ingles, <i>median hazard ratio</i>)
P25	Percentil 25
P75	Percentil 75
PVC	Porcentaje de cambio de la varianza (PVC por su siglas en inglés, <i>proportional change in variance</i>)
SIGIT	Sistema de Información de Gestión Integrado de la incapacidad temporal
TME	Trastorno musculoesqueléticos

10. ANEXOS

10. ANEXOS

10.1. Anexo I. Participación como coautora en otros artículos publicados en revistas científicas relacionados con esta tesis doctoral

1. Torá Rocamora I, Martínez Martínez JM, Delclós Clanchet J, Jardí Lliberia J, Alberti Casas C, Serra Pujadas C, Manzanera López R, Benavides FG. Duración de los episodios de incapacidad temporal por contingencia común según regiones sanitarias en Cataluña. *Rev Esp Salud Pública* 2010;84:61-9.

2. Benavides FG, Torá I, Martínez JM, Jardí J, Manzanera R, Alberti C, Delclós J. Evaluación de la gestión de los casos de incapacidad temporal por contingencia común de más de 15 días en Cataluña. *Gac San* 2010;24;215-9.

3. Torá I, Delclós J, Martínez JM, Tobías A, Jardí J, Alberti C, Manzanera r, Villar JD, Delgado M, Benavides FG. Comparación entre Andalucía y Cataluña de la frecuencia de incapacidad temporal durante la gripe (H1N1) 2009. *Rev Esp Salud Pública* 2011;85:97-103.

4. Torá-Rocamora I, Delclós J, Martínez JM Jardí J, Alberti C, Manzanera R, Yasui Y, Clèries R, Tobías A, Benavides FG. Occupational health impact of the 2009 H1N1 flu pandemic: surveillance of sickness absence. *Occup Environ* 2012;69:205-10.

5. Delclós J, Gimeno D, Torá I, Martínez JM, Manzanera R, Jardí J, Alberti C, Benavides FG. Distribución de la duración de la incapacidad temporal por contingencia común por diagnóstico médico (Cataluña, 2006-2008). *Gac Sanit* 2012;27(1):81-83. Doi:10.1016/j.gaceta.2012.04.005.

6. Iberti C, Jardí J, Manzanera R, Torá I, Delclós J, Benavides FG. Incapacidad temporal por enfermedad común y accidente no laboral en Cataluña, 2007-2010. Arch Prev Riesgos Labor 2012;15(4):172-177.

10.2. Anexo II. Participación en congresos y conferencias científicas

1. Torá I, Benavides FG, Martínez JM, Jardí J, Manzanera R, Alberti C, Delclós J. Duración de los casos por incapacidad temporal por contingencia común: comparación según sean gestionados por una mutua o por el Instituto Nacional de la Seguridad Social. *XXVII Reunión de la Sociedad Española de Epidemiología*. Celebrado en Zaragoza del 28 al 30 de octubre de 2009. (Comunicación oral)

Antecedentes/Objetivos: Comparar la duración de los casos de incapacidad temporal por contingencia común gestionados por las Mutuas versus los gestionados por el Instituto Nacional de la Seguridad Social.

Métodos: Cohorte retrospectiva de 289.686 casos de incapacidad de más de 15 días de duración iniciados en 2005 tras su certificación por un médico de primaria en Cataluña (156.676 gestionados por el Instituto Nacional de la Seguridad Social), registrados en el Institut Català d'Avaluacions Mèdiques i Sanitàries, y seguidos hasta su alta o los 18 meses. La duración mediana y los percentiles fueron calculados con el estimador de Wang-Chang, que tiene en cuenta los episodios repetidos (20,7% aproximadamente) y comparados mediante un modelo de regresión log-logística con fragilidad gamma compartida, lo que permite estimar la razón de tiempo y su intervalo de confianza al 95%.

Resultados: La duración mediana fue de 43 días para los casos del Instituto Nacional de la Seguridad Social y 39 para los casos de las Mutuas. Esta diferencia fue estadísticamente significativa para los hombres del régimen general (razón de tiempo = 0,87, intervalo de confianza 95%: 0,85-0,88) y del régimen de autónomos (razón de tiempo = 0,78, intervalo de confianza 95%: 0,75-0,80) y las mujeres del régimen general (razón de tiempo = 0,85, intervalo de confianza 95%: 0,84-0,87) y de autónomos (razón de tiempo = 0,84, intervalo de confianza 95%: 0,81-0,88), tomando como referencia los casos del Instituto Nacional de la Seguridad Social respecto a Mutuas. Diferencias que se mantienen en general después de ajustar por la edad y la región sanitaria.

Conclusiones: Los resultados confirman una vuelta al trabajo más rápida para los casos de más de 15 días de duración gestionados por una Mutua que los gestionados por el Instituto Nacional de la Seguridad Social, tanto aquellos del régimen general como de autónomos. Es necesario investigar las causas de esta rápida vuelta al trabajo.

Financiación: Financiado parcialmente por el Institut Català d'Avaluacions Mèdiques i Sanitàries

2. Torá I, Delclos J, Martínez JM, Manzanera R, Jardí J, Alberti C, Benavides FG. Impacto laboral de la pandemia de gripe A (H1N1): seguimiento de las incapacidades laborales. *XXVIII Reunión de la Sociedad Española de Epidemiología*. Celebrado en Valencia del 27 al 29 de octubre de 2010. (Comunicación póster)

3. Torá I, Delclós J, Martínez JM, Manzanera R, Jardí J, Alberti C, Benavides FG. Occupational health impact of the 2009 H1N1 flu pandemic surveillance of sickness absence. *3rd European Public Health Conference*. Celebrado en Ámsterdam del 10 al 13 de noviembre de 2010. (Comunicación póster)

4. Delclós J, Torá I, Martínez JM, Manzanera R, Jardí J, Alberti C, Gimeno D, Benavides FG. Duration of nonoccupational sickness absence by medical diagnosis. Catalonia, 2006-2008. *3rd European Public Health Conference*. Celebrado en Ámsterdam del 10 al 13 de noviembre de 2010. (Comunicación póster)

5. Torá-Rocamora I, Delclós J, Martínez JM, Gimeno D, Benavides FG. Historia natural y factores determinantes de la duración de las incapacidades laborales por contingencia común en trabajadores afiliados a la Seguridad Social. *I Jornada Científica: Prioridades de investigación y acción en salud laboral en la próxima década: desigualdades, trabajo y salud, organizada por CiSAL*. Celebrada en Barcelona el 10 de marzo de 2011. (Comunicación póster)

6. Torá-Rocamora I, Martínez JM, Yutaka Y, Clèries R, Tobías A, Delclós G, Jardí J, Alberti C, Manzanera R, Benavides FG. Intervalo de confianza para el índice endemo-epidémico utilizando el método delta. *XXIX Reunión Científica de la Sociedad Española de Epidemiología, XIV Congreso de la Sociedad Española de Salud Pública y Administración Pública*. Celebrado en Madrid del 6 al 8 de octubre de 2011. (Comunicación póster)

7. Torá I, Martínez JM, Yasui Y, Gimeno D, Delclós J, Manzanera R, Alberti C, Jardí J, Benavides FG. Heterogeneidad y dependencia de eventos en el análisis de la incapacidad temporal. *XXX Reunión Científica de la Sociedad Española de Epidemiología*. Celebrado en Santander del 17 al 19 de octubre de 2012. (Comunicación oral)

Antecedentes/Objetivos: La incapacidad temporal (IT) es un importante problema de salud pública. Conocer qué factores se asocian a su duración es de gran relevancia. Con tal fin, el modelo condicional de fragilidad (CFM) es útil cuando hay eventos repetidos del mismo individuo, al permitir capturar la dependencia de eventos y heterogeneidad no observada. Sin embargo, su aplicación puede verse limitada computacionalmente en bases de datos con elevado número de individuos. En tal caso, el modelo de regresión Poisson puede ser una alternativa útil. El objetivo de esta comunicación es mostrar una alternativa al modelo CFM basada en una extensión del modelo Poisson (PM).

Métodos: Utilizamos datos de una cohorte retrospectiva de 67.078 episodios de IT notificados en 2007 en Cataluña por trastorno mental y neoplasia, al Institut Català d'Avaluacions Mèdiques i Sanitàries. Se utilizó información sobre duración de episodios, sexo, edad, región sanitaria, actividad económica, y régimen de afiliación a la Seguridad Social. Se realizó una comparación empírica de resultados del CFM y PM que busca controlar dependencia de eventos y heterogeneidad no observada. También se incluyeron modelos (extensiones de Poisson y Cox) que 1) únicamente controlan dependencia de eventos, o 2) únicamente controlan heterogeneidad no observada. Los enfoques utilizados se compararon mediante el porcentaje de sesgo relativo del riesgo relativo (%RR) y porcentaje de amplitud relativa del intervalo de confianza (%DAR), tomando como referencia el modelo CFM.

Resultados: Los resultados obtenidos con PM son muy similares a CFM. Para las neoplasias y trastornos mentales los %RR son cero o próximos a cero, sin existir ninguno superior a 9. Los %DAR son cero o próximos a cero para neoplasias (solo dos cercanos al 7%) y más elevados para trastornos mentales (algunos alcanzan 12-15% y solo en mujeres el 25%). Los modelos que únicamente incorporaban la dependencia de eventos o la heterogeneidad no observada presentaron resultados menos próximos a CFM, obteniendo valores de %RR y %DAR en algunos casos entre 30 y 60%.

Conclusiones: Se propone por primera vez una alternativa al CFM usando una extensión del modelo Poisson. La similitud de ambos enfoques en los resultados obtenidos, como la diferencia entre los modelos que no incluyen la dependencia de eventos o heterogeneidad no observada, muestra la utilidad del PM para recoger la dependencia de eventos y la heterogeneidad no observada. Por ello, el PM es una alternativa a considerar en el análisis de supervivencia con eventos recurrentes, especialmente con bases de datos de gran tamaño como en el análisis de la IT.

8. Arcas MM, Delclós J, Torá I. Género y duración de la incapacidad temporal por contingencia común en patología musculoesquelética. *XXX Reunión Científica de la Sociedad Española de Epidemiología*. Celebrado en Santander del 17 al 19 de octubre de 2012. (Comunicación oral)

Antecedentes/Objetivos: Los estudios sobre la duración de las incapacidades temporales por contingencia común (ITcc) muestran mayores duraciones en mujeres, pero pocos ofrecen un enfoque de género como explicación a tal hallazgo. El objetivo del estudio fue analizar la influencia del género en la duración de las ITcc por trastornos musculoesqueléticos (TM) en Catalunya.

Métodos: Se seleccionaron 354.432 episodios de ITcc debidos a TM a partir de los registros del Institut Català d'Avaluacions Mèdiques i Sanitàries (altas entre 2007-2008). La variable dependiente fue la duración de la ITcc (días). Las independientes fueron: edad en grupos (< 30, 30-40, 41-50 y > 50 años), tipo de afiliación a la Seguridad Social, tipo entidad gestora, sector económico de la empresa y episodio repetido. Se calculó la duración mediana (DM) de los episodios y la probabilidad de retorno al trabajo (RT) mediante modelos de supervivencia de Cox con fragilidad gamma compartida, estratificados por sexo y ajustados por todas las variables, obteniendo hazard ratios (HR) con intervalos de confianza al 95% (IC95%).

Resultados: Las mujeres presentaron DM mayores que los hombres en todas las categorías de las variables explicativas. En hombres se observó un gradiente de menor a mayor DM al ir ascendiendo los grupos de edad, pero en mujeres tal gradiente se perdía en el grupo de 41-50 años. Este patrón se reproducía en los subgrupos lumbago no especificado (M54.5) y lumbago con ciática (M54.4), donde las mujeres de 41-50 años presentaron menor DM que el grupo anterior (14 días frente a 27 para M54.4 y 11 días frente a 22 para M54.5). El gradiente no se recuperó en el grupo de > 50 años, que siguió presentando menor DM que los grupos de menor edad. En los modelos multivariados para M54.4 y M54.5, en hombres se observó aumento del tiempo de RT con la edad y en mujeres, disminución del tiempo de RT con la edad aunque sin gradiente de HR entre grupos: el de > 50 años presentó HR menor que el grupo precedente (HR = 1,14; IC95% = 1,08-1,19 vs HR = 1,50; IC95% = 1,43-1,57, en M54.4 y HR = 1,30; IC95% = 1,25-1,35 vs HR = 1,67; IC95% = 1,61-1,74, en M54.5).

Conclusiones: En los hombres el tiempo de RT aumenta con la edad, en las mujeres los grupos de mayor edad presentan tiempos de RT más cortos que los grupos de menor edad. Las desigualdades de género en la interacción entre el trabajo remunerado y las demandas familiares podrían explicar estos hallazgos. Se debe aplicar un enfoque de género en la investigación y abordaje de la duración de ITcc, mediante análisis estratificados por sexo y mejorando la recogida de variables explicativas (ocupación, cargas familiares).

9. Ubalde-López M, Benavides FG, Torá I, Gimeno D, Calvo E, Sampere M, Gil JM, Delclós J. Incapacidad temporal, común y profesional, por lesiones y trastornos musculoesqueléticos. *XXX Reunión Científica de la Sociedad Española de Epidemiología*. Celebrado en Santander del 17 al 19 de octubre de 2012. (Comunicación oral)

Antecedentes/Objetivos: La gestión de la incapacidad temporal (IT), con un gasto anual de unos 10.000M, garantiza la protección de una persona que tiene un problema de salud que le incapacita temporalmente para llevar a cabo su trabajo. La gestión es diferenciada según sean contingencias comunes (baja y alta competencia del médico de atención primaria) o profesionales (baja y alta competencia del médico de la Mutua). El objetivo de este trabajo es comparar indicadores de gestión de IT, en dos grupos diagnósticos, según sean gestionadas como comunes (ITcc) o profesionales (ITcp).

Métodos: Analizamos datos de episodios de ITcc e ITcp gestionados por Corporación Mutua en 2010. La población media protegida fue de 2.652.943 afiliados por ITcc y 3.260.173 afiliados por ITcp. Analizamos una muestra de 147.385 episodios por lesiones: 50.930 ITcc y 96.455 ITcp; y 146.655 por trastornos musculoesqueléticos (TME): 98.818 ITcc y 47.837 ITcp. Calculamos la incidencia (episodios entre población afiliada protegida por 1.000), la duración (mediana y percentiles 25 y 75) y el coste (nº total de días perdidos entre la población protegida). Las variables independientes analizadas fueron sexo, grupos de edad y duración (≤ 15 días y > 15 días).

Resultados: La incidencia de TME fue mayor en la ITcc (37,2), mientras que para las lesiones ésta se observó en la ITcp (29,6). Tanto para TME como para lesiones, la DM (33 y 32 días) y el coste (2,8 y 1,2) fueron superiores en la ITcc. Para los episodios de > 15 días, en ambas patologías, las DM fueron más cortas en la ITcp que en la ITcc. Entre los episodios de > 15 días por ITcp, la DM fue mayor en las lesiones que en los TME (35 vs 32 días), al igual que la incidencia (14,1 vs 6,6) y el coste (0,9 vs 0,4). El coste más elevado (2,8) fue el generado por las ITcc > 15 días debidas a TME, con una mayor incidencia (25,3) y DM (61 días). Este patrón se mantuvo por sexo y por edad.

Conclusiones: Estos resultados preliminares parecen mostrar que los indicadores de gestión de ITcc e ITcp son diferentes. En particular, la ITcc por TME y lesión de más de 15 días genera gran parte del coste a causa, principalmente, de su elevada incidencia. Estos resultados deben ser confirmados en futuros estudios que tengan en cuenta trayectorias de incapacidad.

10.3. Anexo III. Divulgación en los medios de comunicación

1. Divulgación en los medios de comunicación del artículo científico “Duración de los episodios de incapacidad temporal por contingencia común según regiones sanitarias en Cataluña. *Rev Esp Salud Pública* 2010;84:61-9.”, en el periódico El País en su Edición de Cataluña, el 7 de abril de 2010, con el título “Las bajas laborales son más largas en el Pirineo que en Tarragona. La incapacidad temporal cuesta 1.100 millones a la Seguridad Social” escrito por la autora Marta Costa-Pau.

10.4. Anexo IV. Otros méritos

1. Premio Gaceta Sanitaria al mejor artículo original publicado en la revista Gaceta Sanitaria en el año 2010, con título "Evaluación de la gestión de los casos de incapacidad temporal por contingencia común de más de 15 días en Cataluña".



2. Premio SEE-CIBERESP a una de las 10 mejores comunicaciones presentadas, por personal investigador joven, en la *XXX Reunión Científica de la Sociedad Española de Epidemiología*, titulada "Heterogeneidad y dependencia de eventos en el análisis de la incapacidad temporal". Celebrado en Santander del 17 al 19 de octubre de 2012.



3. Codirectora junto con el Dr. Jordi Delclos del trabajo Final de Máster de la alumna Nathalia Ocampo del Máster en Salud Laboral de la Universitat Pompeu Fabra (Barcelona), con el nombre: Riesgo ergonómico en estudiantes de Odontología de la Universidad de Antioquia, Colombia. Este trabajo ha pasado el proceso de evaluación calificado como sobresaliente. Disponible en el Repositorio Digital de la Universitat Pompeu Fabra:

<http://hdl.handle.net/10230/19832>

dc.contributor.author	Ocampo Castañeda, Nathalia
dc.date.accessioned	2012-11-16T15:40:48Z
dc.date.available	2012-11-16T15:40:48Z
dc.date.issued	2012-11-16
dc.identifier.uri	http://hdl.handle.net/10230/19832
dc.description	Directors: Jordi Delclòs, Isabel Torá
dc.description	Tutor UPF: Jordi Delclòs
dc.description.abstract	Antecedentes y objetivo: El ejercicio de la práctica odontológica supone factores de riesgo para desarrollar desórdenes musculoesqueléticos, tales como movimientos repetitivos con las manos, fuerza aplicada durante los movimientos, posiciones incómodas prolongadas, presencia de vibración, entre otros. El objetivo de este trabajo fue determinar la prevalencia de exposición a los riesgos ergonómicos, así como problemas de salud asociados, en estudiantes de odontología de la Universidad de Antioquia (Colombia).
dc.language.iso	spa
dc.rights	© Tots els drets reservats
dc.subject.other	Treball de fi de màster – Curs 2011-2012
dc.subject.other	Aparell locomotor -- Malalties
dc.subject.other	Ergonomia
dc.subject.other	Universidad de Antioquia. Facultad de Odontologia -- Estudiantes
dc.title	Riesgo Ergonómico en Estudiantes de Odontología de la Universidad de Antioquia, Colombia
dc.type	info:eu-repo/semantics/masterThesis
dc.audience.educationlevel	Estudis de postgrau (màsters oficials i doctorats)
dc.rights.accessRights	info:eu-repo/semantics/openAccess

