

Revista Española de Salud Pública



VOLUMEN 89

NÚMERO 6

Noviembre-Diciembre 2015

EDITORIAL

La publicación continua frente a la publicación periódica. Otra vuelta de tuerca en la edición de las revistas científicas en internet.

Cristina Pérez Andrés. 533-536

COLABORACIÓN ESPECIAL

Evaluación económica busca umbral para apoyar la toma de decisiones. **Borja García-Lorenzo, Laura Vallejo-Torres, María del Mar Trujillo-Martín, Lilisbeth Perestelo-Pérez, Cristina Valcárcel-Nazco y Pedro Serrano Aguilar. 537-544.**

REVISIÓN SISTEMÁTICA

Descripción de los instrumentos de medida de la movilidad en personas mayores de 65 años. Revisión sistemática. **Francisco Javier Rubio Castañeda, Concepción Tomás Aznar, Carmen Muro Baquero y Johanna Chico Guerra. 545-561.**

ORIGINALES

Influencia de la mortalidad en personas con bajo nivel educativo en la variación de las desigualdades de mortalidad en las comunidades autónomas. **Estrella Miqueleiz, Lucía Cea, Juan M Santos, Romana Albaladejo, Rosa Villanueva y Enrique Regidor. 563-573.**

Incidencia hospitalaria, tendencia y distribución municipal del cáncer de próstata en el área de salud de León (1996-2010).

Vicente Martín Sánchez, Miguel García-Sanz, Lidia García-Martínez, Marbella del Canto Cabero, Francisco Campanario-Pérez, Paquita González Sevilla, Lorena Estévez Iglesias, Emiliano Honrado Franco, Ana Cuesta-Díaz de Rada, Fructuoso García Díez y Gonzalo López-Abente. 575-583.

Adaptación y validación al español del cuestionario de percepción infantil CPQ-ESP₁₁₋₁₄ en población comunitaria chilena.

Loreto Núñez Franz, Ricardo Rey Clericus, Daniel Bravo- Cavicchioli, Patricia Jiménez del Río, Constanza Fernández Gonzalez y Gloria Mejía Delgado. 585-595.

ORIGINALES BREVES

Incidencia y mortalidad del infarto agudo de miocardio en la población mayor de 60 años del área de Tarragona.

Angel Vila-Córcoles, M^a José Forcadell, Cinta de Diego, Olga Ochoa-Gondar, Eva Satué, Baltasar Rull, Luis Barnes y Manel Jarrod. 597-605.

Riesgo cardiovascular asociado al consumo de antiinflamatorios no esteroideos. Estudio de cohortes retrospectivo en un área de salud, 2008-2012. **José Luis Sánchez Serrano, José María Tenias Burillo, Ángel Arias Arias, María Isabel Muñoz Carreras y Juan Carlos Valenzuela Gámez. 607-613.**

Vacunación antigripal en estudiantes de enfermería durante la temporada 2014-2015. **Ignacio Hernández-García, Antonio Manuel Cardoso-Muñoz, Luis Félix Valero-Juan y M^a Teresa Giménez-Júlvez. 615-625.**

Presencia de las mujeres en los órganos de dirección de los colegios profesionales del ámbito de la salud en 2015.

Alicia Botello-Hermosa, Rosa Casado-Mejía y Concepción Germán-Bes. 627-632.

VERSIÓN EN INGLÉS

EDITORIAL**LA PUBLICACIÓN CONTINUA FRENTE A LA PUBLICACIÓN PERIÓDICA.
OTRA VUELTA DE TUERCA EN LA EDICIÓN DE LAS REVISTAS CIENTÍFICAS EN INTERNET****Cristina Pérez Andrés**

Comité de redacción de la Revista Española de Salud Pública.

Desde que en 1665 vieran la luz las dos primeras revistas científicas, *Le Journal des savants* en enero¹ y *Philosophical transactions*, fundada en marzo², muchos han sido los cambios producidos en la edición científica. Lo raro sería que en 350 años no los hubiera habido pero lo llamativo es que la mayor parte de ellos se han producido en los últimos veinte años, propiciados por el desarrollo por Tim Berners Lee de la World Wide Web (www), red informática mundial³ y su presentación pública en abril de 1993⁴.

Las revistas científicas empezaron a editarse con el objetivo de publicar resúmenes de los libros que se iban publicando y a partir del siglo XIX el artículo científico pasó a ser el medio de comunicación de los resultados de las investigaciones⁵, multiplicándose continuamente el número de revistas científicas existentes que nacían con carácter periódico, ya fuera semanal, quinquenal, mensual, bimestral...

El desarrollo de la WWW viene siendo tan rápido que las revistas científicas comenzaron su andadura por internet tres o cuatro años más tarde de su presentación, desde mediados de la década de los noventa del pasado siglo XX. Las múltiples consecuencias que ello ha tenido para la edición científica afectan no solo al producto, el artículo publicado, sino también a todo su proceso editorial, sean quienes sean las personas a las que corresponde cada una de sus fases: las que investigan, las que escriben

el artículo, las que se encargan del proceso editorial o las que leen los trabajos.

Para la edición electrónica, los cambios comenzaron con el soporte de presentación de los artículos a la redacción de las revistas y de estas a las imprentas, que pasó del papel mecanografiado al archivo electrónico. Primero se grabó en disquete, que seguía enviándose a las redacciones por correo postal, siendo sustituido enseguida por el correo electrónico. En la actualidad la mayoría de las revistas utilizan una plataforma en línea, de las que la más conocida es *Open Journal System*⁶. Simultáneamente comenzaba la publicación electrónica, al principio coexistiendo con su versión impresa que, poco a poco, se va abandonando. Incluso existen revistas recientes que han nacido con esta forma exclusiva de edición y que en 12 años se han colocado a la cabeza de las más citadas, como es el caso de PlosOne⁷.

Con la edición electrónica y la ventaja del poco espacio que precisa llegó la posibilidad de la recopilación de los trabajos publicados no solo en la propia web de cada revista sino también en diversas bibliotecas virtuales y/o repositorios, ya sean temáticos o institucionales⁸. Quizás haya sido este paso el que más ha contribuido a la generación y al éxito de la iniciativa para el acceso abierto en internet del texto completo de los artículos (*open acces*)⁹⁻¹¹.

La inmediatez de la edición electrónica exigía un cambio más, la publicación de los artículos con los resultados de las investigaciones de

manera inmediata a su aceptación, lo que termina su proceso editorial. Esto es, la publicación continua frente a la publicación periódica.

La publicación continua lleva a la desaparición de la periodicidad con la que se publican los números, ya sea semanal, quincenal, mensual, bimestral,... quedando el volumen (que suele ser anual) como único compartimento en el que los artículos se incluyen continuamente (*rolling volumen*). Aunque algunas revistas, sobre todo las que mantienen su edición impresa para los suscriptores, siguen recopilando en números los trabajos publicados de forma continua. Por ejemplo el *British Medical Journal* (BMJ) lo hace en un número semanal¹² y el *Journal of the National Cancer Institut* (JNCI) en un número mensual¹³. Sin embargo, un estudio con una muy pequeña muestra de editores de revistas científicas (21), observa más satisfacción en las personas responsables de la edición cuando se hace en un volumen sin números que cuando los trabajos se reúnen en números discretos^{14,15}. Es muy posible que ello dependa de la cantidad de artículos que publica la revista, resultando más cómodo continuar con los números periódicos si es grande y sin recopilarlos cuando no lo es.

Sea con números periódicos o sin ellos, desde el año 2013 la mayoría de las revistas, tanto a nivel nacional como internacional, han adoptado el modelo de publicación continua^{12,13,16-20}.

La publicación continua afecta a la manera de paginar los artículos y, por tanto, a la forma en que son citados en las referencias bibliográficas. Hasta ahora, al comenzar un volumen al principio de cada año, la paginación empezaba en la página 1 de su número 1 y terminaba en el número de página al que hubiera llegado su último número. Con la publicación continua esto cambia, aunque el formato para la nueva paginación está sin estandarizar y de momento cada revista diseña el suyo.

Por poner algunos ejemplos, en BMJ cada artículo en línea tiene un identificador único en lugar de un número de página, el cual debe ser citado en la referencia bibliográfica de todos

los artículos en línea y en la edición impresa, así como en PubMed y en los demás índices en los que está indizada¹².

British Journal of Radiology comenzó la publicación continua a principios de 2013¹⁷ y en las referencias bibliográficas utiliza el número del volumen y un identificador, sin incluir las cifras correspondientes al número ni a las páginas, siendo esta su forma definitiva.

En ambas revistas, el *digital object identifier* (DOI) va incluido en el artículo pero no en la referencia bibliográfica.

El *Journal of the National Cancer Institut* (JNCI)¹³ comenzó la publicación continúa en 2014, manteniendo los números mensuales así como su edición impresa para suscriptores. Su forma de citar cada trabajo sí incluye el DOI.

En ninguna de las tres revistas existe ya la paginación del artículo en las referencias bibliográficas.

Desde que en 2007 la *National Library Of Medicine* (NLM) de Estados Unidos publicara la primera edición de *Citing Medicine*²¹, el Comité Internacional de Editores de Revistas Biomédicas (ICJME por sus siglas en inglés) dirige a esta publicación en sus Recomendaciones para la realización, notificación/información, edición, y publicación de trabajos académicos en las revistas médicas²² para conocer cómo referenciar los diferentes tipos de documentos citados en un artículo²³. En el prólogo de la segunda edición de *Citing Medicine*, publicada en 2015²⁴, Joyce Backus se cuestiona si sigue teniendo sentido terminar una cita bibliográfica haciendo referencia a un número periódico y se plantea si es necesario citar dónde se ha publicado un trabajo. Subraya que el nombre de los autores, el título del trabajo y la fecha de publicación siguen siendo necesarios pero, en nombre de la NLM, desea que en un futuro se simplifiquen las referencias bibliográficas de los documentos publicados directamente en internet. Leyendo *Citing Medicine* se entiende muy bien por qué. Casi hace falta un manual para manejarlo. Sin embargo no he encontrado

nada en él sobre cómo citar los artículos publicados bajo el modelo de publicación continua, solo lo relativo al formato *epubahead* que, en principio, es provisional mientras se imprime un trabajo.

Scielo pone como ejemplos las citas sugeridas por dos revistas y por PubMed²⁵. La sugerida por PlosOne incluye: Autores (año). Título. Revista volumen (número), número de artículo. DOI. La sugerida por Biomed Central tiene: Título. Autores. Revista año, volumen: número de artículo día mes año. Y la sugerida por PubMed es Autores. Título. Revista. Año mes día; volumen y el DOI. PubMed es el único que no incluye número electrónico de artículo. La referencia elegida se deberá incluir en cada una de las páginas del artículo, que también irán numeradas desde el 1 hasta el número que ocupe la última página.

La Revista Española de Salud Pública viene publicando los trabajos de forma continua con paginación provisional desde marzo de 2013 cuando el proceso editorial de un artículo termina, lo que suele ocurrir entre 0 y 3 días después de haber sido definitivamente aceptado. Este intervalo de días depende de la rapidez con la que los autores corrigen las pruebas de imprenta. Sin esperar a que el número en el que va a quedar incluido esté terminado y pueda tener paginación definitiva, el trabajo cuyo proceso editorial ha terminado se publica en la web de la revista²⁶ en el índice de *postprints*, terminología que lo define como la versión definitiva de un trabajo ya evaluado, aceptado, publicado y, lo que es más importante, que se puede difundir y citar²⁷.

Esta forma provisional de la paginación de los artículos publicados como *postprints* provocó cambios en el nombre de los ficheros pdf de cada trabajo, que incluía el número de página definitiva por el que comenzaban. El nombre del fichero pdf es la última parte del URL (por las siglas en inglés de *Uniform Resource Locators*) en la web de la revista. Si la paginación de un trabajo puede ser provisional no conviene en absoluto que lo sea

el URL en el que va a estar disponible, el cual debe ser definitivo desde su publicación. Cuando comenzamos la publicación continua el número de página por el que comenzaba el artículo fue sustituido por las iniciales del nombre y dos apellidos de su primer/a autor/a.

El próximo año 2016 el volumen de la Revista será el 90, es decir, la Revista Española de Salud Pública cumple 90 años y los va a empezar inaugurando este nuevo sistema de publicación continua de los artículos en un volumen anual, en lugar de mantener la publicación periódica bimestral que hemos tenido hasta ahora.

Por ello, el próximo volumen 90 modificará su índice cronológico en el sentido de que ya no estará dividido en seis números bimestrales sino en tipos de trabajo²⁸, desde el cuál se hará un hipervínculo a cada una de las secciones del actual índice por tipo de trabajo²⁹. Es decir, como única numeración se mantiene la del volumen en el que se irán incluyendo a lo largo del año los artículos dentro del tipo de trabajo que se trate: editorial, colaboración especial, original, original breve, editorial, revisión,... Cuando existan números monográficos se indicará en el índice cronológico con la palabra “monográfico”.

Por lo tanto este editorial es el último que se publica en un número bimestral de la Revista Española de Salud Pública, en su último número, el 6 del volumen 89.

En cuanto a la forma en que un trabajo debe ser citado se seguirá la sugerencia de PubMed que figura como tercer ejemplo de los que pone Scielo.

Dado que hasta ahora la Revista Española de Salud Pública envía un correo electrónico a través de su lista de distribución cada vez que publica un número, se seguirá enviándolo cada vez que publique un artículo. El alta puede solicitarse desde el inicio de la página web de la revista o por correo electrónico (resp@msssi.es).

BIBLIOGRAFÍA

1. Journal des savants. Academie des Inscriptions et des belles lettres. Disponible en: <http://www.aibl.fr/publications/periodiques/journal-des-savants/>
2. The Royal Society. Philosophical Transactions. Disponible en: <https://royalsociety.org/journals/publishing350/history-philosophical-transactions/>
3. Berners-Lee T. Pre-W3C Web and Internet Background. World Wide Web Consortium. Disponible en: <http://www.w3.org/2004/Talks/w3c10-HowItAllStarted/?n=15>
4. Méndez AM. World Wide Web. Wikipedia. Disponible en: https://es.wikipedia.org/wiki/World_Wide_Web
5. Roca Rosell AM. Sociedades y academias científicas ¿estrategias sociales o elitismo? Quark: Ciencia, medicina, comunicación y cultura. 2003; 28-29.
6. Public Knowledge Project. Open Journal System. Disponible en: <https://pkp.sfu.ca/ojs/>
7. PlosOne. Disponible en: <http://www.plosone.org/>
8. Pérez Andrés C. La Revista Española de Salud Pública con la edición digital y el acceso abierto en internet. Rev Esp Salud Pública. 2011; 84: 551-4. Disponible en: http://www.msssi.gob.es/biblioPublic/publicaciones/recursos_propios/resp/revista_cdrom/vol86/vol86_6/RS866C_551.pdf
9. Budapest Open Acces Initiative. Disponible en: <http://www.budapestopenaccessinitiative.org/>
10. Bethesda Statement on Open Access Publishing. Disponible en: <http://www.earlham.edu/~peters/fos/bethesda.htm>
11. Berlin Declaration on Open Access to Knowledge in the Sciences and Humanities. Disponible en: <http://oa.mpg.de/lang/en-uk/berlin-pro-zess/berliner-erklarung>
12. Godlee F, Delamothe T, Smith J. Continous publication. BMJ. 2008 Jun 28; 336(7659): 1450. Disponible en: <http://www.bmj.com/content/336/7659/1450>
13. Allegra CJ. Continuous Publication of JNCI. JNCI. Disponible en: <http://jnci.oxfordjournals.org/content/early/2013/11/20/jnci.dj3151.full>
14. Cirasella J, Bowdoin S. Just Roll with It? Rolling Volumes vs. Discrete Issues in Open Access Library and Information Science Journals. J Libr. 2014; 9 15 Aug 2013
15. Hayman R. Editors View the Continuous Publication Model as a Satisfactory Alternative for Open Access LIS Journals. Evid Based Libr Inf Pract. 2014; 9. Disponible en: <http://ejournals.library.ualberta.ca/index.php/EBLIP/article/view/22165>
16. Estimates of the Continuously Publishing Core in the Scientific Workforce PlosOne. <http://journals.plos.org/plosone/article?id=10.1371/journal.pone.0101698>
17. Anderton S, Harvey L. Continuous publication: ready, set, cite! BJR. Disponible en: <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC3664984>
18. New Publication Model for Drug Metabolism and Disposition, The Journal of Pharmacology and Experimental Therapeutics, and Molecular Pharmacology. http://www.aspetjournals.org/site/misc/Continuous_Publication.xhtml
19. American Society for microbiology. CMR and MMRB transition to continuous publication model. Disponible en: http://journals.asm.org/site/misc/announcements_Feb2015.xhtml
20. Thatje S. Moving forward: change of journal title and continuous article publishing. Naturwissenschaften. 2014; 101:1007–1008 DOI 10.1007/s00114-014-1229-4
21. Citing Medicine. 2007. Capítulo 1. http://www.ncbi.nlm.nih.gov/books/NBK7282/pdf/Bookshelf_NBK7282.pdf
22. ICMJE. Recomendaciones para la realización, notificación/información, edición, y publicación de trabajos académicos en las revistas médicas. Disponible en: <http://www.icmje.org/recommendations/>
23. Sample PubMed Central Citations. Disponible en: <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/pmcdoc/tagging-guidelines/citations/v3/toc.html>
24. National Library of Medicine. 2015 Foreword. En: Citing Medicine. Disponible en: http://www.ncbi.nlm.nih.gov/books/NBK310495/pdf/Bookshelf_NBK310495.pdf
25. Programa SciELO. La publicación continua de artículos en revistas indexadas en SciELO. Scielo. Disponible en: <http://www.scielo.org/php/level.php?lang=es&component=44&item=54>
26. Revista Española de salud pública. Disponible en: www.msc.es/resp
27. Sherpa. Definitions and terms. Disponible en: <http://www.sherpa.ac.uk/romeoinfo.html#prepostprints>
28. Revista Española de Salud Pública. Índice cronológico. Disponible en: http://www.msssi.gob.es/biblioPublic/publicaciones/recursos_propios/resp/revista_cdrom/vol75/indices/indice_cronologico_entero1.htm
29. Revista Española de Salud Pública. Índice cronológico. Índice por tipo de trabajo. Disponible en: http://www.msssi.gob.es/biblioPublic/publicaciones/recursos_propios/resp/revista_cdrom/vol75/indices/indice_tipo_trabajo.htm

COLABORACIÓN ESPECIAL**EVALUACIÓN ECONÓMICA BUSCA UMBRAL PARA APOYAR LA TOMA DE DECISIONES****Borja García-Lorenzo (1,2,3), Laura Vallejo-Torres (2,3), María del Mar Trujillo-Martín (1,2,3), Lilibeth Perestelo-Pérez (2,3,5), Cristina Valcárcel-Nazco (1,2,3), Pedro Serrano Aguilar (2,3,5).**

- (1) Fundación Canaria de Investigación y Salud (FUNCANIS), Santa Cruz de Tenerife, España
- (2) Red de Investigación en Servicios de Salud en Enfermedades Crónicas (REDISSEC). Madrid. España
- (3) Centro de Investigaciones Biomédicas de Canarias (CIBICAN)., San Cristóbal de La Laguna. España
- (4) Universidad de la Laguna. San Cristóbal de La Laguna. España.
- (5) Servicio de Evaluación del Servicio Canario de la Salud (SESCS). Santa Cruz de Tenerife, España.

Este trabajo se realizó al amparo del convenio de colaboración suscrito por el Instituto de Salud Carlos III, organismo autónomo del Ministerio de Economía y Competitividad, y la Fundación Canaria de Investigación Sanitaria (FUNCANIS), en el marco del desarrollo de actividades de la Red Española de Agencias de Evaluación de Tecnologías Sanitarias y Prestaciones del Sistema Nacional de Salud, financiadas por el Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad. Agradecemos la colaboración del proyecto IMBRAIN (FP7-REGPOT-2012-CT2012-31637-IMBRAIN), financiado por la Comisión Europea bajo el Séptimo Programa Marco (Capacities) y de la Red de Investigación en Servicios de Salud en Enfermedades Crónicas (REDISSEC).

Los autores del presente estudio declaran no tener conflicto de intereses en relación con su contenido.

RESUMEN

Para que la evaluación económica pueda ser incorporada en la toma de decisiones se debe conocer cuánto está dispuesto y es capaz de invertir por un Año de Vida Ajustado por Calidad (AVAC) el Sistema Nacional de Salud. En España se ha extendido el uso de 30.000€ por AVAC como umbral coste-efectividad (CE) pero, como en la mayoría de los sistemas sanitarios, no se ha adoptado un valor formalmente. Esto se debe en parte a la arbitrariedad, la falta de base teórica y científica para su fijación y la controversia que persiste sobre su estimación y lo que dicho umbral CE debe representar.

A partir de una revisión sistemática de trabajos empíricos sobre la estimación del umbral CE realizada por este equipo investigador, se llevó a cabo una valoración crítica del estado del arte utilizando un grupo Delphi con la participación de 13 expertos nacionales. Este artículo contribuye a reflexionar cuánto se ha avanzado en investigación sobre el umbral CE en España, a considerar su utilidad para completar el proceso de toma de decisiones bajo evaluación económica, y a plantear líneas de investigación para mejorar lo logrado hasta la fecha.

Palabras clave: Años de Vida Ajustados por calidad de vida. Evaluación económica. Evaluación de Tecnologías sanitarias. España.

Correspondencia

Borja García-Lorenzo
Servicio de Evaluación del Servicio Canario de la Salud
Centro de Salud de San Isidro - El Chorrillo, 1ª Planta
Camino Candelaria, 44, C.P: 38109 - S/C Tenerife. España
borja.garcialorenzo@sescs.es

DOI:**ABSTRACT****Economic Evaluation Seeks Threshold to Support Decision-making**

To incorporate economic evaluation into decision-making, we need to know how much a health system is willing and able to invest in a quality-adjusted life year (QALY). In Spain, the figure of €30,000 per QALY as cost-effectiveness (CE) threshold has been widely cited. However, as in most health systems, no value has been formally adopted; mainly because of the arbitrariness, the lack of theoretical and scientific basis, and the controversy around its estimation and what the threshold should represent.

Based on a systematic review of empirical studies on the estimation of the CE threshold undertaken by this research team, we conducted a critical appraisal of the state of the art, using a Delphi with the participation of 13 national experts. This paper contributes to assess the research progress on the CE threshold in Spain, to consider its utility in the decision making process supported by economic evaluation, and to propose further research to improve what has been achieved so far.

Keywords: Quality-Adjusted Life Year. Economic evaluation. Health technology assessment. Spain.

INTRODUCCIÓN

La evaluación económica, comúnmente denominada análisis coste-efectividad (ACE), compara en términos de costes y resultados en salud tecnologías sanitarias alternativas. En España, el Real Decreto-Ley 16/2012¹ estipula que las decisiones de financiación sobre tecnología sanitaria deben estar presididas por los criterios de evidencia científica de coste-efectividad y por la evaluación económica. Por lo tanto, la evaluación económica se postula como un requisito para guiar la toma de decisiones sobre financiación siguiendo la estela de otros países en Europa como Reino Unido, Suecia y Holanda².

La información que proporcionan los ACE se presenta en términos del coste incremental por unidad de efectividad en salud ganada de una tecnología frente a su comparador, empleando mayoritariamente los Años de Vida (AV) o los Años de Vida Ajustados por Calidad (AVAC) como medidas de efectividad³. Sin embargo, esta información no basta para emitir recomendaciones sobre si la tecnología debe o no ser financiada en un contexto determinado, como puede ser España. Para ello se precisa comparar este coste incremental de la tecnología con un valor umbral que dictamine si la incorporación de una tecnología es considerada coste-efectiva. El valor umbral refleja por tanto la cantidad máxima que se considera apropiada invertir por unidad de efectividad en salud en un sistema sanitario y facilita la posibilidad de realizar recomendaciones en base a la evidencia proporcionada por el ACE.

Mientras que muchos son los países que tratan de incorporar el criterio de coste-efectividad en la toma de decisiones sobre inversión sanitaria, como Reino Unido, Estados Unidos, Australia, Canadá, Suecia y Holanda, entre otros^{4,5}, únicamente Reino Unido señala explícitamente, a través de la guía del *National Institute for Health and Care Excellence* (NICE), un rango para definir el umbral de coste-efectividad (umbral CE). Este valor se encuentra entre 20.000 y 30.000 libras (£) por AVAC ganado⁶.

La ausencia de un umbral en la gran mayoría de sistemas se debe en parte a la controversia existente en torno a puntos críticos sobre su fijación, comenzando por su necesidad o no y la conveniencia sobre su publicación explícita. A la aportación sobre la mejora de la eficiencia que persigue el uso de un umbral se contraponen argumentos que lo relacionan con aumentos incontrolados del gasto sanitario^{7,8} y con la transferencia completa del valor de la innovación a los fabricantes si estos conocen el umbral de decisión y fijan un precio donde el coste por AV/AVAC de su tecnología se sitúe justo por debajo de dicho umbral⁹. Sin embargo, otros autores a favor del uso de un umbral explícito han propuesto medidas para superar estas posibles críticas, como es complementar el ACE con un análisis de impacto presupuestario¹⁰ y realizar un ajuste periódico que considere cambios en el tiempo de la eficiencia y el presupuesto⁹. Además, la existencia de un umbral se relaciona con beneficios que van más allá de las mejoras en eficiencia, como es la transparencia en el proceso de toma de decisiones así como la equidad y confianza pública al reducir la percibida arbitrariedad de los decisores¹⁰.

Movidos por estos argumentos y por la inapelable necesidad de aludir a un umbral para emitir conclusiones, la literatura científica emplea diversos valores, en su mayoría con un origen poco claro y no avalado por los organismos a los que tratan de informar. Así encontramos referencias extendidas al rango de entre \$20.000 y \$100.000 citado comúnmente en Estados Unidos¹¹ y Canadá¹², o el aún más citado umbral de \$50.000 también en Estados Unidos^{13,14}. Por otra parte, la Organización Mundial de la Salud sugiere que se valoren las ganancias en salud teniendo en cuenta el Producto Interior Bruto (PIB) del país, considerando coste-efectivas las tecnologías con un coste incremental por Año de Vida Ajustado por Discapacidad (AVAD) de entre una a tres veces el PIB per cápita¹⁵. En España, la cifra de 30.000€ por AV/AVAC se ha extendido tras la publicación de una revisión de la literatura que observó que en la mayoría de

artículos que presentaban un ACE los autores realizaban una recomendación positiva sobre la tecnología evaluada cuando su coste por AV era inferior a esta cifra¹⁶.

El principal argumento en contra de estas cifras se debe a la arbitrariedad de sus límites y la falta de base teórica y científica para su fijación. Por ello, en los últimos años el número de estudios empíricos que tienen como objetivo estimar los umbrales CE ha aumentado notablemente¹⁷. A pesar de esta creciente información, la mayoría de los sistemas sanitarios continúan sin adoptar formalmente los valores obtenidos, en parte debido a la controversia que persiste en torno a cómo debe estimarse el umbral y lo que este debe representar.

En nuestro contexto, mientras que la creciente importancia del criterio de coste-efectividad en España está claro a nivel teórico y el número de ACE realizados por la Red Española de Agencias de Evaluación de Tecnologías Sanitarias va en aumento, la falta de un umbral CE hace estéril en muchas ocasiones las evaluaciones económicas llevadas a cabo para la toma de decisiones. En este marco, el Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad encargó a la Red de Agencias la elaboración de un informe metodológico sobre la definición y estimación de dicho umbral. Este proyecto se dividió en 4 fases que comprendieron: i) la revisión de la literatura nacional e internacional, 2) la valoración crítica de la información existente e identificación de necesidades de investigación adicionales, iii) el diseño y elaboración de nuevos estudios y iv) la difusión y elaboración de recomendaciones.

En este trabajo presentamos una parte crucial de este proceso, centrado en el debate metodológico y conceptual en torno al umbral CE. Se fundamenta en la información identificada a través de la revisión de la literatura¹⁷ y, especialmente, en la valoración crítica formal que se llevó a cabo con un grupo de expertos nacionales.

El objetivo es por tanto describir la información disponible para el caso español y alcanzar un consenso que nos permita concluir si la investigación realizada hasta la fecha es apta para la fijación de un umbral CE en España y, en caso contrario, identificar qué líneas de investigación deberían ejecutarse para estimar dicho umbral basado en la mejor evidencia posible.

¿CÓMO SE HIZO?

Se realizó una revisión sistemática de los trabajos empíricos efectuados en la literatura científica sobre la estimación del umbral CE. Los artículos seleccionados fueron categorizados según la perspectiva del análisis y la metodología empleada. En este artículo nos centramos en la descripción y discusión de las dos vertientes conceptuales empleadas en estos estudios así como en los trabajos realizados para el contexto español (informe completo de revisión de la literatura disponible en Vallejo-Torres et al.¹⁷).

Ante el debate no resuelto observado en la literatura, que resumimos a continuación, sobre la perspectiva más apropiada que debe tomar la estimación del umbral CE, se llevó a cabo un panel de 13 expertos nacionales con el objetivo de definir las líneas de acción. Estuvo formado por economistas de salud y clínicos con relevancia en investigaciones relativas al estudio del AVAC y umbral CE en el contexto español. En el **anexo 1** se muestra las personas que compusieron del panel.

El proceso de valoración crítica se efectuó en cuatro etapas. Una primera etapa de consulta individual a los expertos del panel, una etapa de discusión colectiva, la tercera fue de búsqueda de consenso y la última de elaboración de un plan de acción.

La primera etapa consistió en una entrevista telefónica individual de unos 30 minutos efectuada tras circular la revisión de la literatura realizada por este equipo investigador entre los miembros del panel¹⁷. Todas las entrevistas se

estructuraron sobre 4 cuestiones relacionadas con el objetivo de la investigación. Las preguntas se orientaron a la necesidad de la fijación de un umbral CE en España y al tipo de estudios en el que este debería basarse. Este cuestionario se recoge en el informe completo disponible en Vallejo-Torres et al¹⁷.

En la segunda etapa se realizó una multiconferencia en línea de dos horas de duración con todas las personas del panel de expertos a través de la plataforma Webex (Cisco), moderada por miembros del equipo investigador y con dos partes diferenciadas. La primera se dedicó a una exposición breve de cada miembro del panel en la que el orden de intervención fue aleatorizado. Y la segunda se dedicó al debate y aclaración de los disensos. Esta multiconferencia tuvo un triple objetivo: primero, que todos los expertos accediesen a la tercera etapa de manera informada, conociendo los argumentos y motivaciones del resto de miembros del panel. Segundo, que pudieran discutir sobre los aspectos que despertasen mayor interés y discrepancia. Y tercero, que ayudase al equipo investigador a diseñar la tercera etapa dedicada a la búsqueda de consenso.

En la tercera etapa se realizó una consulta online basada en el método Delphi¹⁸ utilizando el formulario de Google. Esta etapa tuvo como objetivo buscar un consenso sobre si la investigación realizada hasta la fecha era apta para su uso como umbral CE en España y, en su caso, sobre qué perspectivas deberían llevarse a cabo las futuras líneas de investigación. El cuestionario constó de dos tipos de pregunta. En primer lugar, las que tenían por objetivo la búsqueda de un consenso, para lo se solicitó que la persona experta declarara su grado de acuerdo según una escala likert¹⁹ que abarca desde 1 (totalmente en desacuerdo) a 5 (totalmente de acuerdo). Se definió consenso cuando al menos el 75% de panelistas se situó en las categorías “totalmente de acuerdo” o “de acuerdo”, o cuando el 75% de panelistas se situó

en las categorías “totalmente en desacuerdo” o “en desacuerdo”. En segundo lugar, se incluyó una pregunta que ofrecía la posibilidad de proponer el diseño de nuevas investigaciones con el objetivo de ser votadas por el conjunto del panel en una siguiente ronda. Después de cada una se proporcionó retroalimentación a los miembros del panel sobre la opinión anonimizada del conjunto de expertos así como su respuesta individual anterior. La metodología fue validada satisfactoriamente a través del cuestionario *Critical Appraisal Skills Programme (CASP)*²⁰. Los cuestionarios completos se pueden ver en la publicación completa¹⁷.

DOS PERSPECTIVAS Y UN UMBRAL

La revisión de la literatura internacional identificó 43 artículos y puso de manifiesto las diferentes perspectivas que han tomado los estudios centrados en la estimación del umbral CE¹⁷. Los trabajos realizados hasta la fecha emplearon mayoritariamente dos perspectivas bien diferenciadas: i) la valoración monetaria de la sociedad sobre los beneficios en salud (en adelante, perspectiva de la demanda), y ii) el coste de oportunidad en términos de salud, como resultado de la desinversión que debe producirse para adoptar una nueva tecnología (en adelante, perspectiva de la oferta).

Los autores que abogan por la perspectiva de la demanda, de acuerdo con el enfoque adoptado en otros ámbitos públicos en los que se utiliza el análisis coste-beneficio para tomar decisiones de inversión²¹, consideran que el umbral debe reflejar el valor de consumo que una sociedad otorga a las ganancias marginales en salud^{22,23}.

La segunda perspectiva se basa en la idea de que adoptar una nueva tecnología que impone costes adicionales al sistema de salud podría necesitar el desplazamiento de servicios existentes. La desinversión en intervenciones existentes podría provocar decrementos en salud para otras personas. Por

lo tanto, el umbral debe representar el coste por AV/AVAC de estos servicios desplazados, lo que permitiría evaluar si la mejora en salud que se espera obtener del uso de la nueva tecnología es superior a las pérdidas en salud debidas al desplazamiento de los servicios actualmente prestados²⁴.

NO ES PAÍS PARA UMBRALES ¿O SÍ? EL CASO DE ESPAÑA

La revisión de la literatura identificó un total de 9 artículos que proporcionaban información sobre el umbral CE en el contexto español. Estos estudios emplearon ambas perspectivas descritas, aunque la mayoría se centraban en estimar el valor social de las ganancias en salud²⁵⁻²⁹ y únicamente un trabajo³⁰ estimó el coste por AV en el sistema español. Otros dos estudios se basaron en una revisión de evaluaciones económicas^{16,31}. La **tabla 1** recoge las estimaciones del umbral CE para España contenidas en la revisión de la literatura.

De acuerdo con la consulta al panel, en las entrevistas individuales se observó que una amplia mayoría estaba de acuerdo con la necesidad de establecer un umbral CE explícito para tomar decisiones sobre la financiación nuevas tecnologías sanitarias. Se coincidió en la necesidad de seguir avanzando en nuevas inves-

tigaciones, aunque hubo quien creyó necesario establecer ya un umbral CE con la información disponible a espera de nuevas investigaciones en las que basar su valor. Sin embargo, hubo discrepancia sobre el tipo de estudio que debía realizarse, si desde la perspectiva de la demanda o de la oferta. La multiconferencia desarrollada en la segunda fase permitió a los miembros del panel conocer los argumentos y motivaciones del resto de panelistas a la vez que permitió diseñar la tercera etapa del proceso de valoración crítica.

En esta tercera etapa se realizaron dos rondas de consulta. En la primera se alcanzó consenso sobre: i) la necesidad de realizar nuevas investigaciones sobre el umbral CE en el con-

Tabla 1
Estimaciones del umbral CE en España

Artículo	Valor € 2014	Metodología
Pinto-Prades, 2005	~10.000-42.500	Demanda
Pinto-Prades, 2009	~4.500-125.000	Demanda
Donaldson, 2011	~20.500-41.000	Demanda
Martín-Fernández, 2014	~13.000-31.000	Demanda
Donaldson, 2010	~96.000-186.000	Demanda
Abellán-Perpiñán, 2011	~54.000	Demanda
Puig-Junoy, 2004	~11.000-15.000	Oferta
Sacristán, 2002	~30.000*	Literatura
De Cock, 2008	~30.000-45.000*	Literatura

* No actualizados a €2014

Tabla 2

En caso de que el proyecto lleve a cabo investigaciones adicionales ¿en qué perspectiva/s cree que debería centrarse dicho/s estudio/s?

Respuesta		Totalmente en desacuerdo	En desacuerdo	Ni de acuerdo ni en desacuerdo	De acuerdo	Totalmente de acuerdo
1ª ronda	Considero apropiado un estudio enfocado en la perspectiva de la demanda	0,0% (0)	7,7% (1)	15,4% (2)	46,2% (6)	30,8% (4)
	Considero apropiado un estudio enfocado en la perspectiva de la oferta	7,7% (1)	7,7% (1)	15,4% (2)	46,2% (6)	23,1% (3)
2ª ronda	Considero apropiado un estudio enfocado en la perspectiva de la demanda	-	-	-	-	-
	Considero apropiado un estudio enfocado en la perspectiva de la oferta	0,0% (0)	7,7% (1)	15,4% (2)	61,5% (8)	15,4% (2)

texto español (el 84,7% estuvo de acuerdo) y ii) sobre continuar investigando en la perspectiva de la demanda (77%). En la segunda ronda se alcanzó consenso sobre continuar investigando en la perspectiva de la oferta (77%). La **tabla 2** muestra los resultados en detalle. Los tipos de estudio propuestos se clasificaron bajo el enfoque de demanda y oferta. Por el lado de la oferta, la propuesta más valorada planteó calcular el coste de oportunidad de un AVAC siguiendo la metodología utilizada por Claxton *et al*²⁴. Por el lado de la demanda, la propuesta más valorada planteó un experimento de elección discreta al estilo de Bansback *et al*³² combinado con la metodología de disposición a pagar partiendo del estudio de Gyrd-Hansen *et al*³³.

LÍNEAS DE AVANCE

A pesar de disponer de estimaciones del umbral CE en España^{16,25-31}, ninguna de las cifras disponibles es formalmente reconocida en la toma de decisiones. El panel de expertos mostró un consenso general sobre la necesidad de fijar un umbral explícito para España. Además, consideró necesario continuar avanzando tanto en estudios centrados en el valor que la sociedad otorga a la salud (demanda) como en estudios centrados en el coste marginal por unidad de salud ganada (oferta). Por tanto, se pone de manifiesto la controversia aún no resuelta sobre cuál es la información más adecuada para calcular el umbral CE que apoye la evaluación económica de tecnología sanitarias.

Tras la valoración crítica por parte del panel de expertos, el equipo investigador alcanzó una serie de conclusiones en su última etapa. Los argumentos señalados a favor y en contra de cada perspectiva, así como la opinión de los expertos, señalan que ambos enfoques son apropiados, pero cada uno en un contexto específico. Las estimaciones del umbral CE identificadas en la revisión de la literatura internacional¹⁷, incluyendo las específicas del contexto español, muestran que en general la valoración social de un AV/AVAC se sitúa

por encima del coste marginal de generar un AV/AVAC en un sistema. Esta situación puede dar lugar a que existan tecnologías sanitarias candidatas a ser incorporadas en un sistema que tenga un beneficio neto positivo (de acuerdo a las valoraciones de la población) pero cuya implantación genere pérdidas netas en salud en dicha población (debido a su coste de oportunidad). Esto se debe a que, en ocasiones, para poder obtener financiación adicional con el fin de implantar una nueva tecnología, se debe dejar de proveer servicios que podrían tener una mayor eficiencia en promedio (o menor coste marginal por AV/AVAC) que la nueva intervención. Por tanto, en un contexto donde el presupuesto ha sido previamente asignado parece razonable que la decisión de incorporar una nueva tecnología se base en la comparación de las pérdidas en salud asociadas a la cancelación de servicios que son actualmente financiados y las ganancias en salud asociadas a la nueva incorporación. Ante la imposibilidad de identificar los servicios o tecnologías objeto de desinversión en cada decisión, se sugiere emplear el coste por AVAC promedio al que opera el sistema (estimación del lado de la oferta) como herramienta para fijar el umbral CE en dichos casos. Sin embargo, no todas las decisiones de incorporación de una tecnología sanitaria requieren necesariamente de desinversión de otros servicios. En algunas situaciones las decisiones se centran en la distribución de un presupuesto adicional generado para su nueva incorporación en el sistema sanitario. En dicho marco se sugiere que las diferentes alternativas que puedan ser incorporadas sean comparadas en base a los beneficios netos asociados a cada intervención, empleando la valoración de la sociedad (estimación de lado de la demanda) como medida umbral CE.

Este artículo pretende contribuir a reflexionar sobre cuánto se ha avanzado hasta ahora en materia de investigación sobre el umbral CE en España, contribuye a considerar su utilidad para completar el proceso de

toma de decisiones bajo evaluación económica y a plantear futuras líneas de investigación para mejorar lo logrado hasta la fecha. Para ello se ofrecen nuevas propuestas encaminadas a superar las limitaciones metodológicas de estudios anteriores, teniendo en cuenta tanto la perspectiva de la oferta como de la demanda y señalando el contexto en el que resulta más apropiado emplear cada tipo de estimación. Por ello, ambos tipos de estudios están siendo valorados para su implementación en España por este equipo investigador, priorizando en este caso el estudio que toma la perspectiva de la oferta, menos explorada en el contexto español y considerada más apropiada en el contexto dominante de presupuestos fijos. Queda por delante el reto de continuar y mejorar las investigaciones desde el enfoque de la demanda. Todo ello con el objetivo de ofrecer evidencia científica para la estimación de un umbral CE que apoye la toma de decisiones en la evaluación de tecnologías sanitarias en España.

AGRADECIMIENTOS

Los autores de esta investigación quieren agradecer la colaboración del Dr. Amado Rivero por sus comentarios en el diseño del panel de expertos.

BIBLIOGRAFÍA

- Boletín Oficial del Estado. Real Decreto-ley 16/2012, de 20 de abril, de medidas urgentes para garantizar la sostenibilidad del Sistema Nacional de Salud y mejorar la calidad y seguridad de sus prestaciones. BOE núm 98 de 24 de abril de 2012.
- Husereau D, Drummond M, Petrou S, Carswell C, Moher D, Greenberg D et al. Consolidated Health Economic Evaluation Reporting Standards (CHEERS) explanation and elaboration: a report of the ISPOR Health Economic Evaluation Publication Guidelines Good Reporting Practices Task Force. *Value Health*. 2013;16(2):231-50.
- López Bastida J, Oliva J, Antoñanzas F, García-Altés A, Gisbert R, Mar J et al. Propuesta de guía para la evaluación económica aplicada a las tecnologías sanitarias. *Gac Sanit*. 2010Abr;24(2): 154-170.
- Bobinac A, Van Exel NJA, Rutten FFH, Brower WBF. Willingness to pay for a quality-adjusted life-year: the individual perspective. *Value Health*. 2010;13(8):1046-55
- Socialstyrelsen. 2007. Nationella riktlinjer för prostatacancersjukvård—Medicinskt och hälsoekonomiskt faktadokument. Stockholm: Socialstyrelsen; 2007. Disponible en:<http://www.wolterskluwer.se/produkt/9789185483075>
- National Institute for Health and Care Excellence. Guide to the methods of technology appraisal. Disponible en: <http://www.nice.org.uk/article/pmg9/resources/non-guidance-guide-to-the-methods-of-technology-appraisal-2013-pdf>
- Birch S, Gafni A. The biggest bang for the buck or bigger bucks for the bang: the fallacy of the cost-effectiveness threshold. *J Health Serv Res Policy*. 2006;11(1):46-51.
- Gafni A, Birch S. Incremental cost-effectiveness ratios (ICERs): the silence of the lambda. *Soc Sci Med*. 2006 ;62(9):2091-100.
- Mccabe C, Claxton K, Culyer AJ. Cost-Effectiveness Threshold What it is and What it h a t Means. *Pharmacoeconomics*. 2008; 26(9):733-44.
- Eichler H-G, Kong SX, Gerth WC, Mavros P, Jönsson B. Use of cost-effectiveness analysis in health-care resource allocation decision-making: how are cost-effectiveness thresholds expected to emerge? *Value Health*. 2004;7(5):518-28.
- Kaplan RM, Bush JW. Health-related quality of life measurement for evaluationresearch and policy analysis. *Heal. Psychol*. 1982;1(1):61-80.
- Laupacis A, Feeny D, Detsky AS, Tugwell PX. How attractive does a new technology have to be to warrant adoption and utilization? Tentative guidelines for using clinical and economic evaluations. *CMAJ*. 1992;146(4):473-81.
- Bridges JFP, Onukwugha E, Mullins CD. Health-care rationing by proxy: cost-effectiveness analysis and the misuse of the \$50,000 threshold in the US. *Pharmacoeconomics*. 2010;28(3):175-84.
- Neumann PJ, Tohen JT, Weinstein MC. Updating cost-effectiveness the curious resilience of the \$50,000-per-QALYthreshold. *N Engl J Med*. 2014 Aug 28;371(9):796-7.
- World Health Organization. Choosing Interventions that are Cost Effective (WHO-CHOICE): cost-effectiveness threshold. Disponible en: http://www.who.int/choice/costs/CER_thresholds/en/

16. Sacristán JA, Oliva J, Del Llano J, Prieto L, Pinto JL. ¿Qué es una tecnología sanitaria eficiente en España? *Gac Sanit.* 2002;16(4):334-43.
17. Vallejo-Torres L, García-Lorenzo B, García-Pérez L, Castilla I, Valcárcel Nazco C, Linertová R, Cuéllar Pompa L, Serrano-Aguilar P. Valor Monetario de un Año de Vida Ajustado por Calidad: Revisión y Valoración Crítica de la Literatura. Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad. Servicio de Evaluación del Servicio Canario de la Salud; 2014. Informes de Evaluación de Tecnologías Sanitarias. Disponible en: http://www3.gobiernodecanarias.org/sanidad/scs/content/bda0f055-f3ec-11e4-aa6f-cfd8d9a72f8/SESCS%202014_AVAC_sin.pdf
18. Jones J, Hunter D. Consensus methods for medical and health services research. *BMJ.* 1995;311(7001):376-80.
19. Likert R. A technique for measurement attitudes. *Arch Psychol.* 1932;140:55-65.
20. Critical Appraisal Skills Programme (CASP). Public Health Resource Unit. Disponible en: http://media.wix.com/ugd/dded87_29c5b002d99342f788c6ac670e49f274.pdf
21. Phelps CE, Mushlin AI. On the (near) equivalence of cost-effectiveness and cost-benefit analyses. *Int J Technol Assess Health Care.* 1991;7(1):12-21.
22. Donaldson C. The (near) equivalence of cost-effectiveness and cost-benefit analyses. Fact or fallacy? *Pharmacoeconomics.* 1998;13(4):389-96.
23. Baker R, Bateman I, Donaldson C, Jones-Lee M, Lancsar E, Loomes G *et al.* Weighting and valuing quality-adjusted life-years using stated preference methods: preliminary results from the Social Value of a QALY Project. *Health Technol Assess.* 2010;14(27):1-162.
24. Claxton K, Martin S, Soares M, Rice N, Spackman E, Hinde S *et al.* Methods for the Estimation of the NICE Cost Effectiveness Threshold. London: University of York; 2013. CHE Research Paper 81. Disponible en: https://www.york.ac.uk/media/che/documents/reports/resubmitted_report.pdf
25. Pinto Prades JL, Martínez Pérez J. Estimación del valor monetario de los años de vida ajustados por calidad: Estimaciones preliminares. *Ekonomiaz.* 2005;1:192-209.
26. Pinto-Prades JL, Loomes G, Brey R. Trying to estimate a monetary value for the QALY. *J Health Econ.* 2009;28(3):553-62.
27. European Value of a Quality Adjusted Life Year. 2010. Disponible en: http://research.ncl.ac.uk/euro-vaq/EuroVaQ_Final_Publishable_Report_and_Appendices.pdf
28. Martín-Fernández J, Polentinos-Castro E, del Cura-González MI, *et al.* Willingness to pay for a quality-adjusted life year: an evaluation of attitudes towards risk and preferences. *BMC Health Serv Res.* 2014;14(1):287
29. El valor monetario de una víctima no mortal y del año de vida ajustado por calidad en España. 2011. Available from: http://www.dgt.es/Galerias/seguridad-vial/investigacion/estudios-e-informes/2011/SPAD1A_-_ESTIMACION-EN-EL-CONTEXTO-DE-LOS-ACCIDENTES-DE-TRAFICO_INFORME-PARA-WEB.pdf
30. Puig-Junoy J, Merino-Castelló A. Productividad marginal del gasto e innovaciones sanitarias. Resultados empíricos y lecciones para España. En: ¿Más recursos para la salud?. Barcelona: Masson; 2004.p. 133-56.
31. Cock E, Miravittles M, González-Juanatey JR, Azanza-Perea JR. Valor umbral del coste por año de vida ganado para recomendar la adopción de tecnologías sanitarias en España: evidencias procedentes de una revisión de la literatura. *Pharmacoeconomics Spanish Res Artic.* 2007;4(3):97-107.
32. Bansback N, Brazier J, Tsuchiya A, Anis A. Using a discrete choice experiment to estimate health state utility values. *J. Health Econ.* 2012; 31(1):306-318.
33. Gyrd-Hansen D. Willingness to pay for a QALY. *Health Econ.* 2003;12(12): 1049-1060.

Anexo 1

Participantes en el panel de expertos

Juan Cabasés Hita: Universidad Pública de Navarra, Patricia Cubi-Moya: City University London, Jorge Eduardo Martínez Pérez: Universidad de Murcia, Beatriz González López-Valcárcel: Universidad de Las Palmas de Gran Canaria, Fernando Ignacio Sánchez: Universidad de Murcia, José Luis Pinto Prades: Glasgow Caledonian University, Jesus Martín Fernandez Consultorio de Villamanta (Centro de salud de Navalcarnero) y Gerencia de Atención Primaria, Juan Oliva Moreno: Universidad de Castilla-La Mancha, Salvador Peiró Moreno: Centre Superior d'Investigació en Salut Pública (CSISP), Jaume Puig-Junoy: Universitat Pompeu Fabra, Manuel Ridaó Martínez: CSISP/Instituto Aragonés de Ciencias de la Salud, Oliver Rivero Arias: Oxford University y Eduardo Sánchez Iriso: Universidad Pública de Navarra.

REVISIÓN SISTEMÁTICA

DESCRIPCIÓN DE LOS INSTRUMENTOS DE MEDIDA DE LA MOVILIDAD EN PERSONAS MAYORES DE 65 AÑOS. REVISIÓN SISTEMÁTICA

Francisco Javier Rubio Castañeda (1), Concepción Tomás Aznar (1), Carmen Muro Baquero (1) y Johanna Chico Guerra (2).

(1) Departamento de Enfermería y Fisioterapia. Universidad de Zaragoza

(2) Hospital Clínico Universitario Lozano Blesa de Zaragoza

RESUMEN

Fundamentos: Las personas mayores de 65 años son quienes presentan diferentes niveles de limitaciones funcionales. Existen múltiples instrumentos de medición de la movilidad en este grupo de edad y una falta de consenso internacional sobre cuáles son los más idóneos. El objetivo fue describir los instrumentos de medición de la movilidad en personas mayores de 65 años, determinar sus ventajas y limitaciones y comparar las características de validez de cada instrumento para poder establecer cuáles son los más válidos para este fin.

Métodos: Revisión sistemática de la bibliografía sobre instrumentos utilizados para medir la movilidad en personas mayores de 65 años publicados entre 2001 a 2013. La búsqueda se realizó en las bases de datos Pubmed y Science Direct.

Resultados: Los 34 artículos seleccionados permitieron agrupar los instrumentos en 4 grupos: agua doblemente marcada (DLW), detectores de movimiento, medidas objetivas de la movilidad y cuestionarios. Del total de artículos, 23 correspondieron a cuestionarios, 4 fueron sobre acelerómetros, 3 sobre medidas objetivas de la movilidad y 2 tanto sobre podómetros como DLW. Los otros 2 hacían referencia al análisis combinado de diferentes instrumentos.

Conclusiones: Las medidas de movilidad más precisas se obtienen evaluando datos objetivos y subjetivos. Para obtener datos objetivos se usan las medidas objetivas de la movilidad frente a podómetros y acelerómetros, mientras que los cuestionarios son utilizados para obtener datos subjetivos debido a su facilidad de uso y a los datos sociodemográficos que aportan. Entre los instrumentos, el *Short Physical Performance Battery* (SPPB) y el *Minnesota Leisure Time* resultan los instrumentos más idóneos para medir la movilidad de las personas mayores en España.

Palabras clave: Actividad física. Actividad motora. Cuestionarios. Ancianos. Validez. Fiabilidad.

Correspondencia

Francisco Javier Rubio Castañeda
Dirección: Avenida Cardenal Cisneros Nº 18, 1º C
34004. Palencia
Correo electrónico: fjrubio.due@gmail.com

DOI:

ABSTRACT

Mobility Assessment in Elderly People. Description OF Measuring Instruments for Mobility. A Review

Background: People over 65 are the ones who have higher levels of functional limitations. There are many instruments to measure mobility in this age range that causes a lack of international consensus on what are the most suitable for this purpose. The aim is to analyze and identify which instruments provide greater data reliability and validity in measuring mobility in elderly people.

Methods: Systematic review of the instruments used to measure mobility in people over 65 years published between 2001-2013, conducted in PubMed and Science Direct.

Results: The 34 items selected instruments were grouped into 4 categories: doubly labeled water (DLW), motion detectors, objective measures of mobility and questionnaires. We identified, 23 are questionnaires, 4 accelerometers, 3 to objective measures of mobility and 2 both pedometers as DLW. The other 2 to combined analysis of different instruments.

Conclusions: We conclude that assessing objective and subjective data obtains the most accurate measures of mobility. To obtain objective data, objective measures of mobility will be opposed to pedometers and accelerometers, while questionnaires were selected for subjective data due to its ease of use and sociodemographic data that provides. Among these instruments, the *Short Physical Performance Battery* (SPPB) and *Minnesota Leisure Time* are the most appropriate instruments to estimate the mobility of the elderly in Spain.

Keywords: Physical activity. Motor Activity. Questionnaire. Elderly. Validity. Reliability.

INTRODUCCIÓN

La movilidad es la habilidad para moverse, desplazarse o valerse por uno mismo dentro del hogar, el vecindario o el entorno y permite la independencia individual¹. Para una correcta movilidad es imprescindible el adecuado funcionamiento de las extremidades superiores e inferiores. Cuando existen problemas de funcionalidad en cualquiera de las extremidades, la capacidad de las personas para moverse dentro de su entorno de forma autónoma e independiente queda limitada, dando lugar al desarrollo de limitaciones funcionales^{2,3}. Las limitaciones de la movilidad son uno de los primeros estadios del proceso de discapacidad, de hecho constituyen el componente principal de los modelos que explican la génesis de la discapacidad. En dichos modelos se considera que los problemas de la movilidad son el estado de transición entre las etapas de deficiencia y de discapacidad⁴⁻⁶. Cuando una persona sufre limitaciones funcionales su calidad de vida, salud física y mental y la realización de las actividades básicas e instrumentales de la vida diaria se verán afectadas, incrementándose el riesgo de discapacidades, incapacidades, institucionalización y de muerte⁷⁻⁹.

La incidencia y prevalencia de limitaciones funcionales está influida por la edad y por factores de tipo cognitivo, psicosocial, ambiental, físicos, financieros, de género, culturales e individuales⁴. En función de la edad, son las personas ≥ 65 años quienes presentan un mayor nivel de limitaciones funcionales^{10,11}, de hecho entre un tercio y la mitad de las personas mayores de 65 años perciben una pérdida de movilidad en actividades cotidianas como caminar o subir escaleras¹⁰. La mayor pérdida de movilidad se debe principalmente al proceso natural de envejecimiento que provoca pérdida de masa muscular y densidad ósea así como erosiones articulares, limitando todo ello la movilidad tanto en el hogar como en la comunidad^{10,12}. Además de la afectación fisio-

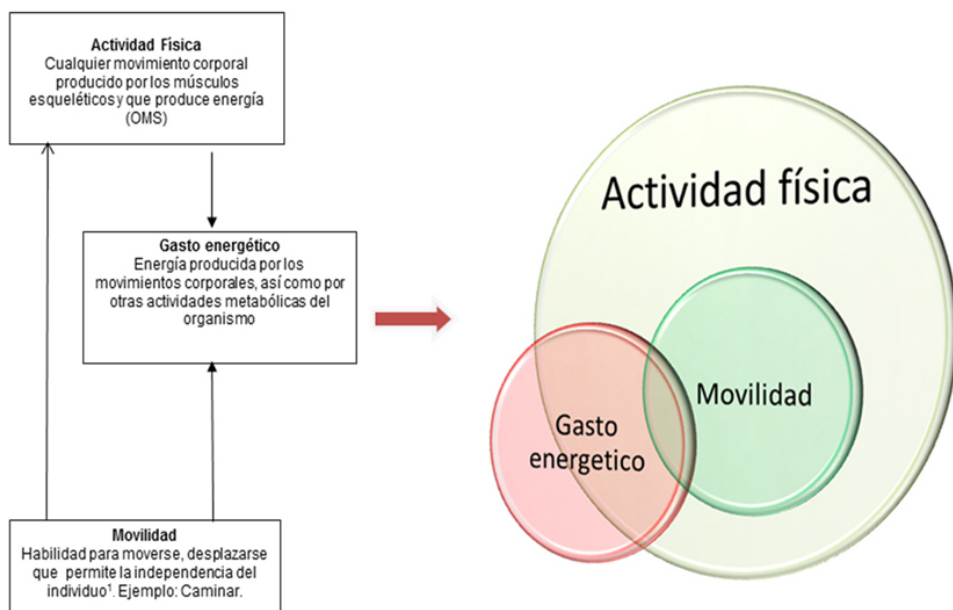
lógica que la edad produce en la movilidad, los factores socioculturales y las condiciones crónicas agravan la pérdida de movilidad de las personas mayores al afectar más severamente a su movilidad, esto se debe a que son más vulnerables a los factores del medio que los rodea².

Para detectar la pérdida de movilidad y poder prevenirla existe un elevado número de instrumentos de medida de diferente naturaleza, agua doblemente marcada (DLW), detectores de movimiento (podómetros y acelerómetros), medidas objetivas de la movilidad (funcionales) y cuestionarios. Aspectos tan diversos como el lugar de colocación (sensores de movimiento) o el tipo de variables que miden influyen en los datos de movilidad obtenidos y dificultan la obtención de los resultados válidos. Ello genera una falta de consenso internacional sobre cuál de estos instrumentos es más preciso y fiable¹³.

También existen discrepancias internacionales sobre la definición de movilidad. Diversos cuestionarios determinan la medida de la movilidad desde distintas perspectivas y ámbitos: gasto energético (agua doblemente marcada, acelerómetros y cuestionarios), actividad física (podómetros y cuestionarios) y medidas de movilidad funcional tanto objetivas como subjetivas. Por ejemplo, caminar, que es una de las principales formas de movilidad entre las personas mayores, informa tanto sobre movilidad como sobre actividad física (AF)¹, siendo empleada tanto por cuestionarios que miden AF como movilidad. La relación entre movilidad, AF y gasto energético se puede observar en la **figura 1**.

El objetivo de este estudio fue describir los instrumentos de medición de la movilidad en personas mayores de 65 años, determinar sus ventajas y limitaciones y comparar las características de validez de cada instrumento para poder establecer cuáles son los más válidos para este fin.

Figura 1
Relación entre actividad física, movilidad y gasto energético



MATERIAL Y MÉTODOS

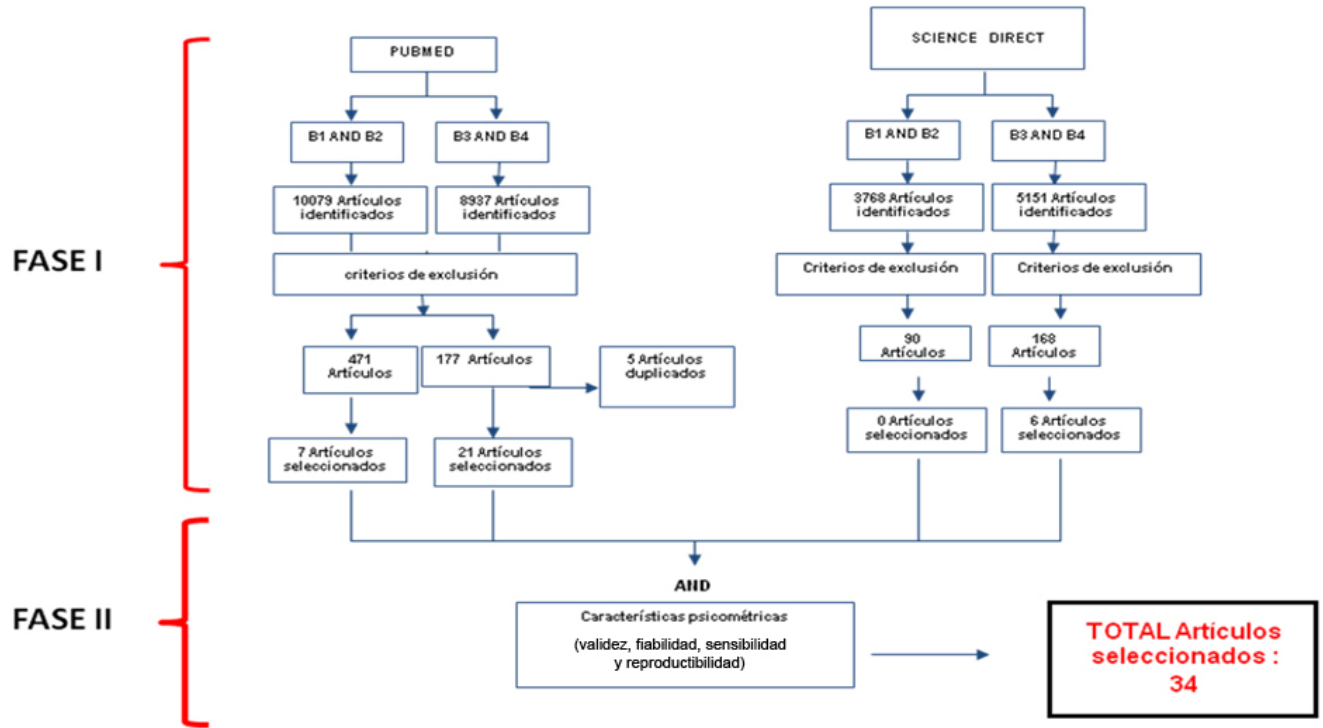
Diseño. Revisión sistemática de los artículos sobre instrumentos utilizados para medir la movilidad en personas mayores de 65 años. Se realizó un análisis de su validación así como de las características de cada uno de los instrumentos estudiados.

Estrategia de búsqueda. La búsqueda bibliográfica se realizó en las bases de datos Pubmed y Science Direct. La primera fase comenzó usando las palabras clave “mobility, movement, functional status, physical activity, physical function” para evaluar ampliamente todo el rango de movilidad y se cruzó con los resultados obtenidos con las palabras clave que hicieron referencia a la evaluación o análisis de la movilidad: “mobility monitoring, mobility measures, scales, geriatric assessment y assessment”. A cada uno de estos grupos de palabras se les definió como B1 y B2 respectivamente. Tras esta búsqueda se obtuvieron las

palabras claves que permitieron localizar los artículos sobre los instrumentos que se analizaron en este estudio: “questionnaire, self report measures, accelerometer, accelerometry, pedometer, objective measures, doble-labeled water (DLW). Dichas palabras que definimos como B3 fueron cruzadas con las de la población diana de este estudio: “geriatric, older people y elderly” que definimos como B4. Para cada una de estas búsquedas se empleó el operador OR entre todas las palabras clave de B1, B2, B3 y B4, además se truncaron todas ellas y se aplicaron los distintos filtros que ofrecieron las diferentes bases de datos. En la segunda fase de la búsqueda bibliográfica se evaluaron las características psicométricas de los instrumentos seleccionados mediante las palabras claves validity, reliability, sensibility y reproducibility. Toda la estrategia de búsqueda bibliográfica se muestra en la [figura 2](#).

Criterios de inclusión. En la revisión se incluyeron los artículos publicados durante el

Figura 2
Diagrama de flujo de la búsqueda bibliográfica y selección de artículos para incluir en la revisión



B 1: Mobility, movement, functional status, physical activity, physical function
B 2: Mobility monitoring, mobility measures, scales, geriatric assessment y assessment
B 3: Questionnaire, self report measures, accelerometer, accelerometry, pedometer, objective measures, doble-labeled water (DLW)
B 4: Geriatric, older people y elderly

periodo de 2001 a 2013, salvo para los cuestionarios, ya que el análisis de las características psicométricas de algunos de ellos dataron de fechas que excedían el límite marcado y se incluyeron desde el año 1991. Respecto a los cuestionarios, se seleccionaron solo aquellos que se desarrollaron exclusivamente para personas mayores, aunque se incluyeron cuestionarios que en un principio se adaptaron a la población general como el *Minnesota leisure time* y IPAQ (versión corta) y que en posteriores versiones se adaptaron a la población mayor, obteniéndose así el IPAQ-E4 y la versión corta del *Minnesota leisure time* que se adaptó a personas mayores españolas¹⁴.

Criterios de exclusión. Se excluyeron los cuestionarios centrados en la población general y los que valoraban la disposición al cambio de conducta porque evaluaban variables o actividades de movilidad que no fueron propias de la población mayor y que podrían influir negativamente en los resultados de movilidad en este grupo de edad. No se incluyeron subescalas o cuestionarios que forman parte de otros cuestionarios que miden constructos más complejos.

Extracción de datos de los estudios primarios. La información que se extraería de cada artículo fue consensuada por los autores durante la fase de diseño del estudio y se centró en el análisis de la fiabilidad y/o validez del instrumento utilizado. La extracción de datos fue realizada por el primer autor y revisada por el resto de autoras durante el desarrollo del trabajo. Las discrepancias detectadas se resolvieron por consenso. La hoja de extracción de datos, basada en el protocolo Cochrane¹⁵, incluyó de cada artículo revisado: instrumento de medida de la movilidad, métodos de determinación y ventajas y desventajas, tipo de actividades, aplicación y análisis de la información.

Posteriormente se realizó un análisis narrativo de la información.

1. En primer lugar se agruparon los diferentes instrumentos según el método de deter-

minación de movilidad en personas mayores: DLW, detectores de movimiento (podómetros y acelerómetros), medidas objetivas de la movilidad (funcionales) y cuestionarios. En ellos se analizaron las medidas obtenidas en cada uno así como las ventajas y desventajas.

2. En segundo lugar se realizó un análisis de los artículos referentes a los cuestionarios, que se agruparon en tres categorías: los que midieron movilidad, los que midieron actividad física y los que midieron el gasto energético. En cada uno de ellos se describieron sus principales características y se comparó su fiabilidad y validez.

RESULTADOS

El total de artículos seleccionados fueron 34, de los que 23 correspondieron exclusivamente a cuestionarios^{4,8,10,12-14,25,31-34,36-40,42-48}, 4 a acelerómetros^{11,21-23}, 3 a las medidas objetivas de la movilidad²⁸⁻³⁰, 2 artículos eran sobre podómetros^{19,20} y 2 para DLW^{18,26}. Y 6 hacían referencia al análisis combinado de diferentes instrumentos^{16,17,24,27,35,41}.

De los 34 estudios, 19 fueron estudios transversales^{40,42,44,46-48}, 5 longitudinales^{29,32,34,38,45} y 10 eran revisiones bibliográficas^{12,13,18-23,28,43}. Todos ellos incluyeron información relativa a la fiabilidad y/o validez del instrumento de medida utilizado.

En la **tabla 1** se refleja una síntesis de las ventajas e inconvenientes de los instrumentos que fueron seleccionados en este artículo.

Los 2 artículos^{18,26} que abordaron el agua doblemente marcada (DLW) coincidieron en señalar que este método determinó de forma exacta la energía gastada por los individuos a partir de la velocidad de producción de dióxido de carbono (CO₂) que fue hallada mediante 2 isótopos estables: deuterio (2H) y oxígeno-18 (18O). La principal ventaja fue que el DLW fue el método más preciso para medir la movilidad, siendo el estándar de oro para el análisis de la validez de los instrumentos de movilidad. Sus principales limitaciones fue-

Tabla 1
Instrumentos de medida de movilidad en personas mayores:
ventajas y desventajas

Instrumentos de medida	Método de determinación	Ventajas	Desventajas
Doble-labeled Water ¹⁸⁻²⁶	Energía empleada en la realización de AF	Mayor precisión Gold Estándar	Elevado precio materiales Personal entrenado Aplicabilidad en tamaños muestrales pequeños
Detectores de movimiento	Podómetros ¹⁹⁻²⁰ Registro número de pasos dados	Fácil uso y colocación	Menos precisión que acelerómetros Dificultad para captar pasos cortos, movimientos lentos, actividades de baja intensidad y actividades realizadas con extremidades superiores Falta de consenso sobre lugar de colocación
	Acelerómetros ^{11,21-23} Frecuencia, duración e intensidad de la AF, estimando así el gasto energético	Mayor precisión que podómetros	Dificultad de seguimiento de protocolos de uso por parte de las personas mayores Elevado coste Dificultad para captar pasos cortos, movimientos lentos, actividades de baja intensidad y actividades realizadas con extremidades superiores Falta de consenso sobre lugar de colocación Aplicabilidad en tamaños muestrales pequeños
Medidas objetivas de la AF ²⁸⁻³⁰	Valoración objetiva del nivel de movilidad de las personas	Datos objetivos Mayor precisión y sensibilidad que los datos obtenidos en los cuestionarios Aplicabilidad en tamaños muestrales grandes Detección precoz de las alteraciones de la movilidad Rápidos de realizar Lenguaje sencillo y limitado Coste no muy elevado Fácil adaptación cultural	Necesidad de equipamiento específico Necesidad espacio físico para su realización Imposibilidad de realizarlo en personas con discapacidad o enfermedades crónicas graves Necesidad de entrevistadores más entrenados
Cuestionarios ^{4,8,10,12-14,25,31-34,36-40,42-48}	Datos subjetivos sobre el nivel de movilidad de los participantes	Baratos, sencillos y fáciles de utilizar No requieren equipamiento adicional Se pueden realizar por un entrevistador, por teléfono o autoadministrados	Datos subjetivos Menos precisos y sensibles que las medidas objetivas Adaptación cultural más compleja que las medidas objetivas Resultados influenciados por percepciones subjetivas de los individuos, problemas cognitivos y memoria, niveles educativos bajos y por la tendencia de los encuestados a responder lo socialmente correcto

ron el coste tan elevado de los isotopos empleados, el equipo tan especializado que precisó y además que no informaron ni del tipo ni de la duración de la movilidad evaluada^{12, 16, 18, 25, 26}. Ello limitó el uso del DLW a muestras de pequeño tamaño.

Los artículos que estudiaron los detectores de movimiento, podómetros^{19, 20} y acelerómetros^{11, 21-23}, definieron estos instrumentos como capaces de captar de diferente manera la cantidad de movimiento realizado por las personas mediante un sistema que se fija en una parte del cuerpo.

Los podómetros midieron el número de pasos dados mediante un sistema pendular pero no la intensidad de la AF²⁷ y fueron capaces de medir dos tipos de actividad: andar y correr. Los artículos señalaron como principales ventajas que fueron unos excelentes instrumentos para medir la AF, de hecho se correlacionaron positivamente con otros instrumentos de medición de la AF, como acelerómetros, DLW donde la correlación fue moderada y con cuestionarios sobre movilidad^{16, 20, 27}. Fueron una herramienta sencilla y fácil de usar por las personas mayores, además de no interferir en sus hábitos de vida y tener un coste muy bajo¹⁶. La gran desventaja de estos instrumentos fue su escasa precisión para captar y cuantificar la movilidad en personas que realizaron movimientos lentos o dieron pasos cortos²⁷, como fue el caso de las personas mayores. Además, este grupo de edad tuvo una actitud sedentaria durante un gran número de horas al día, dificultándose aun más la captación de la AF y limitando por ello la validez de este instrumento de medida en las personas mayores.

Los acelerómetros miden la magnitud de los cambios de la aceleración del centro de masas del cuerpo durante el movimiento. Al medirse la aceleración se obtiene una medición más precisa de la intensidad, la frecuencia y la duración de la actividad que permitió cuantificar el movimiento de las personas y determinar el gasto energético^{19, 20}. La medida de la AF fue realizada mediante sensores

eléctricos que determinaron el movimiento en diferentes dimensiones. Los detectores de movimiento podían ser uniaxiales, biaxiales o triaxiales, siendo los acelerómetros triaxiales los que aportaron las valoraciones más precisas de la AF^{16, 21-23}. Como ventajas, los acelerómetros son detectores de movimientos más exactos que los podómetros para evaluar la movilidad en las personas mayores^{16, 21}, dicha afirmación fue corroborada por Gardner et al. tras obtener una alta correlación con el DLW¹⁶. Entre las limitaciones, como sucedía con el podómetro, están que los acelerómetros presentarían dificultad para detectar toda la energía realizada por las personas mayores, ya que realizan actividades de baja intensidad y actividades que implican principalmente las extremidades superiores, y permanecen largos periodos de tiempo en actitud sedentaria, disminuyendo todo ello la precisión de estos instrumentos¹⁶. Otra limitación que se planteó en este grupo de edad fueron los problemas en la comprensión del protocolo de utilización de estos instrumentos debido a sus dificultades cognitivas²¹.

Entre las pruebas objetivas de la movilidad se encontraron el *Short Physical Performance Battery* (SPPB), *Sit and Stand*, *Time Up & Go*, *Gait Speed 400 meters* (test 400 meters walk), *Alternative Step* o *el Stair ascent and descent* entre otros^{17, 28-30}. La aplicación de estos instrumentos consistió en la realización, por parte de los individuos, de una serie de tareas específicas que se repitieron un número determinado de veces. Estas actividades fueron observadas por un entrevistador que realizó una evaluación objetiva de la movilidad en función del número de repeticiones o del tiempo empleado en realizarlas^{17, 28-30}. Una de las grandes ventajas de estas pruebas fue que permitieron detectar precozmente e incluso *in situ* la presencia de problemas en la movilidad^{17, 28} y además que estos instrumentos tuvieron una adecuada precisión y fiabilidad test-retest para medir la movilidad¹⁷. Además, aportaron datos objetivos de la movilidad que fueron más precisos y más sensibles al cambio que los datos de los cuestionarios. Entre

las limitaciones figuran su compleja administración, la necesidad de un entrevistador entrenado y de instalaciones adecuadas y una interpretación clínica más compleja^{17,28,29,32}. Por ello fueron escasos los estudios que emplearon este instrumento para medir la movilidad en las personas mayores. El más utilizado fue el *Short Physical Performance Battery* (SPPB)^{8,31}, validado en población española mayor de 70 años⁴⁹.

Los artículos que analizaban cuestionarios de AF y movilidad fueron los más numerosos y se desarrollaron para todo tipo de grupos de edad y entornos culturales. Así Ainsworth et al¹² llegaron a describir hasta 39 diferentes, de los cuales solo el *Minnesota Leisure Time Physical Activity*, *Yale Physical Activity* (YPAS) y el *Modified Baecke Questionnaire* fueron validados para población española¹². El 30,7% de los cuestionarios encontrados midieron la movilidad de las personas mayores de 65 años, este porcentaje fue muy bajo si tenemos en consideración que las personas mayores son el grupo poblacional que más problemas de movilidad presentan^{14,21}.

En las **tablas 2,3 y 4** se presenta una descripción de los 15 cuestionarios de movilidad.

Según el tipo de medida se clasifican en: los que midieron propiamente movilidad son: LSA^{9,35}, MAT-SF^{31,32,38}, ZUTPHEN^{12,40, 45,46}

(**tabla 2**), los que midieron actividad física IPAQ-E⁴, LASA PAQ^{12,34}, *Minnesota Leisure Time*^{12,14}, *Modified Baecke*^{12,25,33,34}, PASE^{10,12,16}, *Physical Fitness and Exercise Activity of Older Adult Scale* (PFE)^{12,39}, RAPA^{12,43,47}, TAPA⁴⁴ (**tabla 3**), los que midieron gasto energético CHAMPS^{10,12,16}, QAPSE^{12,36}, YPAS^{10,12,16,37}, PRISCUS-PAQ⁴⁰⁻⁴² (**tabla 4**).

Respecto al tipo de actividades, 10/15 cuestionarios evaluaron actividades domésticas como tal, de los cuales 5 incorporaron además actividades de ocio y tiempo libre.

Según el tipo de información, los cuestionarios que midieron la movilidad propiamente dicha la evaluaron mediante preguntas sobre patrones o niveles de movilidad mientras que los que midieron AF y gasto energético lo hicieron mediante preguntas sobre la frecuencia y duración de diferentes actividades domésticas, de ocio y de ejercicio, así como mediante actividades de diferentes grados de intensidad realizadas durante el último mes o semana (excepto el *Minnesota Leisure Time* cuyo tiempo de recuerdo de las actividades es del último año).

Teniendo en cuenta la valoración del cuestionario, los que midieron movilidad propiamente dicha clasificaron a los sujetos en diferentes niveles y el resto (5/15) utilizaron alguna escala para clasificar a los sujetos.

Tabla 2
Características de los cuestionarios que miden movilidad en personas mayores

Cuestionario	Tipo de actividades	Tipo de información	Valoración	Horizonte temporal	Recogida de información
LSA ^{9,35}	Actividades de las personas en unas determinadas áreas de su casa, vecindario y ciudad.	Evalúa los patrones de movilidad de las personas	Puntuación de 0 a 120 a mayor puntuación mayor rango de movilidad	1 mes	Entrevista o vía telefónica (para test-retest)
MAT-sf ^{31,32,38}	Caminar con diferente velocidad, inclinación y su realización con o sin cargas	Nivel de movilidad	Da una puntuación, a mayor puntuación mayor movilidad	-	Video más entrevista personal (5 min)
ZUTPHEN ^{12,40,45,46}	Caminar, montar en bici, jardinería, trabajos caseros, deportes y de ocio ^{7, 20, 21} (solo en hombres) Además tareas domésticas en mujeres ³³	Frecuencia y duración de las actividades realizadas	Activo y no activo	1 semana	Entrevista

Tabla 3
Características de los cuestionarios que miden actividad física en personas mayores

Cuestionario	Tipo de actividades	Tipo de información	Valoración	Horizonte temporal	Recogida de información
IPAQ-E ⁴	Actividades moderadas y vigorosas, sentarse y caminar	Frecuencia y duración de la actividad física	-	Últimos 7 días	Entrevista
LASA-PAQ ^{12,34}	Caminar, montar en bicicleta, jardinería, tareas domésticas ligeras e intensas y un máximo de dos deportes	Cuantificación de la AF	-	2 semanas	Entrevista (3-9 min)
<i>Minnesota leisure times</i> ^{1,2,14}	Actividades de ocio, domésticas, caminar bailar, subir escaleras y trabajar en el huerto	Calculo de los MET (gasto calórico basal) según frecuencia y duración de la AF	Clasifica en muy activos, activos, moderadamente activos y sedentarios ⁴³	1 año versión original y su validación en español 18-61 años ^{12,43} 1 semana o 1 mes para la versión corta validada para los ancianos españoles ⁴³	Entrevista
<i>Modified Baecke</i> ^{12,25,33,34}	Domésticas, deportivas y de ocio	AF diaria	Clasificación en alta, baja o moderada AF	Último año	Entrevista 15 minutos
PASE ^{10,12,16}	Actividades domésticas, de ocio o deportivas, laborales, ocupacionales remuneradas o no, y otras	Frecuencia y duración de las actividades realizadas para calcular la AF total	-	Últimos 7 días	Autoadministrado, vía telefónica o mediante entrevista (5 min)
<i>Physical Fitness And Exercise Activity Of Older Adult Scale</i> ^{12,39}	Actividades físicas ocupacionales y de recreo, y barreras para su realización	Niveles de AF	-	-	Entrevista
RAPA ^{12,43}	Actividades ligeras, moderadas e intensas, evaluando además fuerza y flexibilidad	Niveles de AF	Cinco niveles de AF, desde sedentario hasta activo	1 semana	Autoadministrado (2 min)
TAPA ⁴⁴	Evalúa ocio, trabajo y actividades que implican movimiento, fuerza y flexibilidad.	Niveles de AF	Cuatro niveles de AF, desde sedentario hasta activo	1 semana	Telefónica

El horizonte temporal o intervalo de tiempo al que hacían referencia los cuestionarios de movilidad fue muy variable, con un rango de una semana hasta un año. La recogida de información en 12 de 15 de ellos fue a través de entrevista directa, la duración de la cumplimentación se situó entre los 2 a 20 minutos, el RAPA fue el de menor tiempo de administración y el YPAS el de mayor (30 minutos)^{12,43,44,47}.

Las propiedades psicométricas evaluadas en estos cuestionarios fueron la fiabilidad, la validez y la sensibilidad, cuyos resultados pueden observarse en las tablas 5,6 y 7 en las que se agruparon también según medían la movilidad, la actividad física o el gasto energético.

Respecto a la fiabilidad, solo tres de los cuestionarios incluyeron la consistencia interna mediante la α de Cronbach (*Modified Baecke*, PASE y PFE), que osciló de 0,96 a 0,69, lo que mostró una buena consistencia interna. La fiabilidad a través del test-retest, se estudió en todos los cuestionarios excepto en TAPA e IPAQ-E. Los valores de sus coeficientes de Spearman oscilaron entre 0,997 $p < 0,0001$ para QAPSE12 y de 0,556 $p < 0,0001$ para PFE¹². La fiabilidad intraobservador sólo se analizó en el cuestionario LASA-PAQ y tuvo un índice de Kappa de 0,65-0,75 $p < 0,01$ ^{12,34}.

En relación a la validez, los cuestionarios realizaron el estudio de la validez de criterio, de constructo o de ambas. Todos los cuestio-

Tabla 4
Características de los cuestionarios que miden gasto energético en personas mayores

Cuestionario	Tipo de actividades	Tipo de información	Valoración	Horizonte temporal	Recogida de información
CHAMPS ^{10,12,16}	Actividades domésticas, de ocio y ejercicio físico, de intensidad variable (ligera moderada e intensa)	Gasto calórico semanal Kcal /semana y la frecuencia de todas las actividades	-	Una semana típica del último mes	Autoadministrado, por vía telefónica o mediante entrevista (10-15 min)
QAPSE ^{12,36}	Actividades domésticas, ocio, trabajo y actividades básicas	Gasto energético medio diario habitual y por actividades (MET/día y Kcal/día). Frecuencia y duración de la actividad	-	1 Semana	Autoadministrado (20 min) Entrevista (30 min)
YPAS ^{10, 12, 16, 37}	Dos secciones, la 1ª evalúa tiempo trabajo doméstico, jardinería, cuidado de familiares, actividades deportivas y de ocio; la 2ª frecuencia y duración de actividades intensas, y pasear, movimiento, permanecer de pie y sentado. Versión validada en español evalúa las mismas actividades.	El tiempo total de las actividades evaluadas, el gasto calórico en Kcal/min 10 7 y las dimensiones de actividades 14	-	Una semana típica del último mes para la 1ª y 2ª sección 10,12 Una semana típica para la 1ª sección y el mes pasado para la 2ª sección 14	Entrevista ^{10, 14} y por vía telefónica ¹² (20 min)
PRISCUS-PAQ ^{40, 41,42}	Actividades domésticas, deportivas e inactividad	Gasto energético semanal consumida por la AF	Puntuación total	1 semana	Telefónica

Tabla 5
Propiedades psicométricas de los cuestionarios que miden movilidad en personas mayores

Cuestionario	Fiabilidad		Criterio	Validez		Sensibilidad
	Consistencia interna	Test-retest		Constructo		
LSA ^{9,35}	-	ICC=0,86 -0,96 (2 semaas) ⁹	-	Correlación significativa con una serie de medidas de salud física y mental (SPPB, IDL, ADL, SF12, GDS, condiciones de comorbilidad y autoreporte de la salud). Dichas correlaciones son mayores entre el LSA y las funciones físicas que entre el LSA y las funciones mentales. Además, las correlaciones más significativa son entre el LSA y el SPBB, ADL, IDL y el GDS $p < 0,001$, que entre el LSA y el resto de instrumentos mencionados anteriormente $p < 0,01$ ^{9,35}	-	-
MAT-sf ^{31,32, 38}	-	ICC= 0,93 $p < 0,0001$ (2 semanas) Estudio original ^{31, 32} Estudio de Validación en Portugués y Español en latino América ICC =0,94 y 0,81 respectivamente ³⁸	-	Correlaciones significativas con 400 meters walk test, PAT-D (Pepper assessment toll for disability) y SPPB, hallándose en todas ellas $p < 0,001$ ^{31,32} Correlaciones significativas con todas las dimensiones del SPPB tanto en Brasil como en Colombia $p < 0,001$ ³⁸	-	-
ZUTPHEN ^{12, 40,45,46}	-	S=0,96 (4 meses) ^{12,45,46}	Correlación con DLW $S=0,61$ $p < 0,001$ ^{12,46}	Correlación moderada con podómetro $p=0,36$ $p < 0,001$ con el cuestionario de Zutphen modificado (introducidas tareas domesticas para evaluar mujeres ancianas) ⁴⁰ Correlación moderada con Zutphen sin modificar con el acelerómetro $p = 0,35$ $p < 0,001$ ⁴⁰	-	-

Tabla 6
Propiedades psicométricas de los cuestionarios que miden actividad física en personas mayores

Cuestionario	Fiabilidad		Validez		Sensibilidad
	Consistencia interna	Test-retest	Criterio	Constructo	
IPAQ-E ⁴	-	-	Correlación significativa de todos los dominios del IPAQ-E con acelerómetro S = 0,277-0,471 Correlación entre los niveles de actividad física del IPAQ-E (leve, moderado e intenso) con Proteína C reactiva P (ANOVA) = 0,041	Especificidad del 85 % para identificar a participantes de baja intensidad y sensibilidad del 81 % para identificar a los participantes más activos.	-
LASA-PAQ ^{12,34}	-	Correlación altamente significativa con 7d physical activity recall S = 0,68 p < 0,001, y correlación moderada con el podómetro S = 0,56 p < 0,001 ^{12,34}	-	Correlación significativa con medidas del desempeño S=0,44, fuerza del apretón de mano S = 0,33 y con fuerza de la pierna dominante S=0,28. Todas ellas p < 0,001 ^{12,34}	-
Minnesota Leisure Times ^{12, 14}	-	Muestra correlación con DLW en actividades moderadas e intensas S = 0,5 y 0,47 respectivamente p < 0,05 y con VO-2max (versión original) ¹² Correlación entre la versión corta en ancianos españoles con la versión original de este cuestionario Kappa = 0,93 ¹⁴	-	-	-
Modified Baecke ^{12,25,33}	0,96 ^{12,33}	S = 0,89 ^{12,33} (3 meses)	No muestra correlación con VO ₂ max ¹² , pero si una correlación moderada con DLW S = 0,54 ³³	-	-
PASE ^{10,12, 16}	0,694 ¹²	Autoadministrado S = 0,84 (3-7 semanas) ^{10,12,16} Vía telefónica S=0,75 ^{10,12} Entrevista S=0,68 (3-7 semanas) ¹⁶	No muestra correlación con DLW ni con VO ₂ max ^{10,12} . Sin embargo, Schuit et al observaron que la actividad medida por el PASE se correlaciona positivamente con DLW S = 0,58 ¹⁶ Correlación entre PASE y la AF medida durante tres días por acelerómetro S = 0,64 y 0,49 para la muestra y submuestra respectivamente ¹⁶ Correlación significativa entre el PASE y el ÝPAS y el CHAMPS p = 0,61 y 0,58 respectivamente p < 0,0001 ¹⁰	H ₀ : Los participantes de los centros comunitarios desarrollan mayor actividad física que los ingresados en residencias de ancianos p < 0,0001 ¹² Correlación moderada con salud general, ritmo cardiaco, fuerza de apretón de manos y de la pierna dominante, y correlación baja pero significativa con edad consumo de oxígeno, presión sistólica y puntuación en la escala de equilibrio de Berg ^{10,12} Correlación significativa con medidas del desempeño EPESE, podómetro, SF 36, 6 min Walk p < 0,01 ^{10,12} , Mini log ankle y mini log waste p < 0,001 ¹⁰	Sensibilidad al cambio tras estudio piloto de intervención de asesoramiento médico de 6 semanas de duración ^{10,12}

Tabla 7
Propiedades psicométricas de los cuestionarios que miden gasto energético en personas mayores

Cuestionario	Fiabilidad		Validez		Sensibilidad
	Consistencia interna	Test-retest	Criterio	Constructo	
CHAMPS ^{10,12}	-	ICC 0,62 para todas las actividades (2 semanas) ¹⁰ IC=0,6612 para todas las actividades	Correlación altamente significativa con cuestionarios PASE e YPAS p=0,58 y 0,64 respectivamente p<0,0001 ¹⁰	Se correlaciona con medidas EPESE, 6 Min walk, SF 36, podómetro ^{10,12} , Mini-Log ankle y Mini Log Waist ¹⁰ p<0,01 en todas excepto Mini Log Waist p<0,001, Contraste de hipótesis en grupo de actividad conocida p<0,0001 ¹² H ₀ : Los participantes de los centros comunitarios desarrollan mayor actividad física que los ingresados en residencias de ancianos p<0,0001 ¹²	La sensibilidad al cambio fue moderada para las medidas de las frecuencias y bajo- moderado para el gasto calórico ¹² Este cuestionario ha demostrado sensibilidad al cambio después de 6 y 12 meses de un programa de promoción de la actividad física en ancianos, y después de 12 meses de un programa de resistencia y fortalecimiento para las comunidades de ancianos ¹⁰
QAPSE ^{12,36}	-	S=0,997 p < 0,0001 (6 semanas) ¹² Gasto energético diario S=0,997 e índice de movimiento S=0,648, siendo para ambos p<0,0001 (6 semanas) ¹²	Correlación con VO2 max con gasto energético diario S=0,56 p<0,0001 ^{12,36} Correlación entre la actividad deportiva y el DLW S=0,54 p<0,05 ¹²	Correlación con la ingesta calórica y nivel de actividad S = 0,792 y - 0,43 respectivamente. Ambas p< 0,0001 ¹² Gasto energético diario correlacionado positivamente con el peso corporal S=0,464, masa grasa libre S=0,639 y correlacionado negativamente con el porcentaje de grasa corporal S= 0,501 ³⁶	-
PRISCUS-PAQ ^{41,42}	-	ICC total 0,59 ICC caminar 0,47, ICC montar bicicleta 0,82, ICC Tareas del hogar 0,59 ICC Act deportivas 0,76 ⁴²	Correlación entre este cuestionario y el acelerómetro S=0,28 ⁴¹	-	-
YPAS ^{10,12,16,37}	-	Tiempo total S=0,57 y para gasto energético semanal S=0,58, para ambos p<0,0001 (2 semanas) ^{10,12,16} Versión validada en español Tiempo y para gasta energético semanal p=0,66 y 0,65 p<0,001 ³⁷	Correlación con acelerómetro (Tiempo total semana S=0,44 p= ,03 ¹²), Sin embargo, pobremente c orrelacionado con acelerómetro Caltrac ¹⁰ y correlacionado positivamente con la versión española de este cuestionario y dicho acelerómetro p<0,049 ³⁷ Gasto calórico semanal S=0,47 p=0,02 ¹² No muestra correlación con DLW ni VO _{2max} ¹² Sin embargo Starling et all obtuvieron que la actividad física del YPAS y la medida por DLW fue la misma ¹⁶ Patrón de oro: 7 day PAR S=0,42 p=0,03 ¹² Correlación altamente significativa entre YPAS y CHAMPS y PASE p=0,64 y 0,61 respectivamente p < 0,0001 ¹⁰	El gasto energético semanal de este cuestionario fue correlacionado moderadamente con la presión diastólica p<0,001 ^{10,12} H ₀ : Los participantes de los centros comunitarios desarrollan mayor actividad física que los ingresados en residencias de ancianos p<0,0001 ¹² Correlación significativa con medidas del desempeño EPESE, podómetro, 6 min walk y SF 36 p < 0,01 ^{10,12} , Mini log ankle y mini log waist p< 0,001 ¹⁰	Sensibilidad al cambio tras actuar en un grupo de intervención durante 12 semanas se incremento AF (excepto en estar sentido) 12 y tras 3 meses después de un programa de ejercicio aeróbico de intensidad moderada ^{10,12}

narios, excepto el TAPA y el PRISCUS-PAQ, estudiaron la validez de constructo, mientras que la validez de criterio se realizó para todos los cuestionarios excepto LSA, MAT-SF y PFE. Además, existieron discrepancias sobre los instrumentos usados para establecer una u otra validez, por ejemplo, los podómetros fueron usados para establecer ambos tipos de validez. En relación a los instrumentos empleados para establecer la validez de criterio solo en uno de los cuestionarios que medían movilidad fue realizada esta medición mediante el DLW, mientras que tanto en los que medían actividad física como en los que medían gasto energético fueron empleados diversos métodos para establecer dicha validez como detectores de movimiento, DLW, VO₂max y los cuestionarios YPAS, PASE y CHAMPS. El estándar de oro (DLW) fue usado para validar el QAPSE, Zutphen y *Minesotta Leisure Time*. Sin embargo, existieron discrepancias entre la validez de criterio de algunos cuestionarios (YPAS, PASE y el *Modified Baecke*) con el DLW algunos artículos estipularon que no existía correlación¹² pero otros decían que dicha correlación es moderada^{16,33}.

La validez de constructo de los cuestionarios que midieron movilidad y actividad física se realizó principalmente con pruebas del desempeño EPESE (especialmente el SPPB en los cuestionarios que medían movilidad) y con detectores de movimiento. En cambio en los cuestionarios que medían gasto energético se empleó principalmente la ingesta calórica y el gasto energético diario o semanal para establecer dicha validez.

Solamente el CHAMPS, PASE e YPAS realizaron estudio de sensibilidad. El cuestionario CHAMPS demostró tener una buena sensibilidad al cambio después de 6 y 12 meses de programas de promoción de la AF y de resistencia y fortalecimiento en personas mayores. El YPAS demostró sensibilidad al cambio en estudios de 12 semanas y de 3 meses de duración^{10,12}. Y el PASE presentó sensibilidad al cambio en un estudio piloto de 6 semanas de duración^{10,12}.

DISCUSIÓN

A través del análisis de los artículos seleccionados se pone de manifiesto que el método del agua doblemente marcada (DLW) es el más fiable y preciso para estudiar la movilidad, a través de la determinación de la energía gastada en la AF realizada, por ello se utiliza como estándar de oro para la validación de otros instrumentos^{12, 16, 18,25,26}.

Entre los detectores de movimiento, podómetros y acelerómetros, son los acelerómetros el método más preciso para cuantificar la movilidad en las personas mayores a través de la energía gastada en los movimientos realizados^{16,19-21}. Esta afirmación es corroborada por Gardner et al tras obtener una alta correlación con el DLW¹⁶. Sin embargo, los podómetros son más fáciles de usar y de colocar y, por lo tanto, presentan menos dificultades a la hora de seguir el protocolo de uso por parte de las personas mayores. Ambos instrumentos tienen dos problemas en común para captar la movilidad en las personas mayores, el primero es la dificultad que presentan para captar movimientos lentos o actividades de baja intensidad y el segundo es la falta de consenso existente sobre la localización idónea de ambos instrumentos, el lugar de colocación de ambos es la cintura¹⁶ pero dificulta la captación de los movimientos en las extremidades superiores. Para tratar de solventar ambos problemas varios autores proponen el uso de localizaciones alternativas como el tobillo en el caso de los podómetros⁴⁸ o el uso en muñeca o tobillo en los acelerómetros combinado con un acelerómetro en cintura²¹.

Existen acelerómetros o podómetros más adecuados para medir la movilidad en las personas mayores que otros. Así el *The Step Watch* es un podómetro más efectivo para medir la movilidad en las personas mayores que el más usado en la mayoría de los estudios que es el Yamax^{19,48}, y entre los acelerómetros los más usados son el Catrac, Tritac y CSA^{16,21}. Sin embargo el Caltrac es un acelerómetro poco apropiado para determinar la energía gastada en individuos mayores, ya que la

subestima en un 50-55% respecto del método de agua doblemente marcada¹⁶. En cuanto a su uso, los podómetros son los detectores de movimiento más empleados en las personas mayores debido a su fácil uso y al precio elevado y a la mayor complejidad de uso de los acelerómetros²¹. Esta afirmación se sustenta en dos revisiones sobre acelerómetros y podómetros encontrados, en la que 28 artículos miden la movilidad de las personas mayores con podómetro¹⁹ y solo 10 lo hacen con acelerómetros²². Además, los estudios consultados muestran que los tamaños muestrales empleados en los estudios con acelerómetros son muy reducidos, limitando la validez externa de dichos instrumentos^{22,23}. En cambio su uso está más extendido para la validación de cuestionarios de movilidad.

Las medidas objetivas de la movilidad aportan datos objetivos más precisos y fiables para la medición de la movilidad de las personas mayores que los cuestionarios, además detectan *in situ* o precozmente alteraciones en la movilidad, permitiendo amortiguar el impacto de dichas limitaciones en la salud. Estos instrumentos de medición se desarrollan como respuesta a la falta de precisión de las medidas autocumplimentadas o cuestionarios²⁸, además precisan de muy poco tiempo para su realización y tienen un lenguaje limitado y sencillo que permite su adaptación a diversos entornos culturales^{17,28}. Las limitaciones de estos instrumentos se refieren más a la necesidad de un equipamiento específico, un espacio adecuado para la realización de las pruebas y la imposibilidad de utilizarlos en personas con discapacidades severas o con determinadas enfermedades que a los problemas económicos que ocasiona su utilización. Sin embargo, son pocos los estudios que usan este instrumento de manera individual para medir la movilidad en las personas mayores, lo que se debe a que el mayor número de autores entiende que actividades como caminar suponen un mayor constructo de la movilidad que el desarrollo de una batería de actividades¹⁷. A pesar de estos datos, las pruebas objetivas como el SPPB o 400 meters test son

de las más empleadas y recomendadas por los investigadores^{29,31,50}, además de utilizarse en varios estudios epidemiológicos en personas mayores, estudios EPESE y el Health ABC respectivamente²⁸, y en el caso del SPPB alcanzando los estándares de calidad recomendados dos de los tres tests y solo moderado el test del equilibrio⁴⁹. Por lo tanto, estos instrumentos son unas herramientas adecuadas para medir la movilidad en personas mayores por la objetividad y rapidez de sus resultados, la facilidad de adaptación a distintos entornos culturales, la escasa duración de la prueba y la posibilidad de realizarla en muestras de población grandes debido al bajo coste económico. Todo ello compensa el mayor equipamiento y entrenamiento necesarios para su realización.

Los cuestionarios son los instrumentos más utilizados en la medición de la movilidad y de la AF, debido a su facilidad de uso y de administración, a que no requieren de un equipamiento especial y a su buena relación coste-beneficio¹⁶. Además, la información que se obtiene con ellos, aunque indirecta, es de gran relevancia y utilidad¹⁶. Sin embargo, aportan datos subjetivos cuya precisión es menor que la de otros métodos debido a que están centrados en percepciones subjetivas de los individuos, están influenciados por problemas cognitivos y de memoria, su comprensión depende del nivel educativo y porque las personas encuestadas tienden a responder lo socialmente correcto^{16,17}. Debido a estos problemas, algunos autores como Garatachea N *et al*¹⁶ aseguran que los peores niveles de movilidad de las personas mayores pueden deberse a mediciones poco precisas de los cuestionarios en este grupo de edad. Es cierto que esos problemas influyen en la realización de los cuestionarios por parte de las personas mayores, pero la presencia de un entrevistador entrenado debería mitigar parcialmente este efecto. Además, los malos resultados obtenidos reflejan el efecto que tienen las variables cognitivas y educativas en la movilidad de las personas mayores y no la mayor o menor precisión de los instrumentos de medida de la movilidad.

La comparación de todos los instrumentos de medida de movilidad identificados y de sus ventajas y limitaciones muestra que:

- Respecto a la utilización, los cuestionarios, podómetros y pruebas objetivas de la movilidad son los instrumentos más empleados para medir la movilidad en las personas mayores. Así, en la revisión de de Jane Chung et al¹⁷ se encuentra que de los 103 artículos consultados, 68 son para cuestionarios y 17 para las pruebas objetivas. En relación a los podómetros, hallamos un total de 28 artículos que estudian la movilidad en 4.441 personas mayores¹⁹. En cambio, el número de artículos que usan el DLW y los acelerómetros son 218²⁶ y 4^{11,21-23} respectivamente. Además, aunque los cuestionarios y los podómetros son instrumentos menos precisos que las pruebas objetivas y los acelerómetros, son las más usadas por su sencillez, precio y fácil uso por las personas mayores. Pruebas más precisas como el acelerómetro carecen de una adecuada adaptación a esta población.

- La elección de los instrumentos más idóneos en los estudios revisados se basa en el objetivo a alcanzar, así como en las características de la población estudiada^{17,28}. Las alteraciones cognitivas pueden influir en los resultados, el efecto de estos problemas se amortiguaría con la presencia de una persona entrenada para realizar la entrevista. En cuanto al objetivo, las investigaciones buscan obtener información que englobe todos los aspectos de las personas, por ello es importante obtener tanto datos subjetivos basados en las percepciones como datos objetivos mediante los acelerómetros o por las medidas objetivas de la movilidad.

Una de las limitaciones de este trabajo es que no se realizó un análisis de la calidad de los artículos incluidos en la revisión y que en la extracción de datos, aunque fue consensuada por los autores, no se realizó un análisis por pares.

A partir del análisis expuesto, proponemos para la medida de la movilidad en las perso-

nas mayores el uso mixto de instrumentos objetivos y subjetivos, de hecho, varios estudios emplean el uso combinado de ambos métodos para medir la movilidad en las personas mayores¹⁷.

Ésta propuesta se realiza tras analizar que los acelerómetros son poco usados en las personas mayores y que la información aportada por los podómetros es escasa y carente de relevancia. En cambio, las medidas objetivas nos aportan datos objetivos casi instantáneos de la movilidad de las personas mayores, que permiten detectar precozmente niveles de limitación de movilidad mientras que la elección de los cuestionarios se debe a su facilidad de uso, a su bajo coste y a los valiosos datos aportados sobre movilidad y factores sociodemográficos. Estos últimos son esenciales para comprender los múltiples factores que afectan a la movilidad de las personas mayores. Además, ambas pruebas las puede realizar un entrevistador entrenado, lo que amortigua el efecto de los problemas cognitivos y educativos en los resultados de movilidad.

Los instrumentos de medición seleccionados para las medidas objetivas es el SPPB debido a que es un test más completo y posee mejores características psicométricas y respecto a los cuestionarios, la versión corta del *Minnesota Leisure Time Physical Activity* es la que posee mayor fiabilidad test-retest, además de tener la mejor validez de criterio de los tres cuestionarios validados en población española.

BIBLIOGRAFÍA

1. Satariano WA, Guralnik JM, Jackson RJ, Marottoli RA, Phelan EA, Prohaska TR. Mobility and aging: new directions for public health action. *Am J Public Health*. 2012;102(8):1508-1515.
2. Webber SC, Porter MM, Menec VH. Mobility in older adults: a comprehensive framework. *Gerontologist* 2010;50(4):443-450.
3. Seidel D, Brayne C, Jagger C. Limitations in physical functioning among older people as a predictor of subsequent disability in instrumental activities of daily living. *Age Ageing*. 2011; 40 (4): 463-469.

4. Hurtig-Wennlof A, Hagstromer M, Olsson LA. The International Physical Activity Questionnaire modified for the elderly: aspects of validity and feasibility. *Public Health Nutr.* 2010;13(11):1847-1854.
5. Bauman A, Bull F, Chey T, Craig CL, Ainsworth BE, Sallis JF, et al. The International Prevalence Study on Physical Activity: results from 20 countries. *Int J Behav Nutr Phys Act.* 2009; 6:21.
6. Arroyo P, Lera, Sánchez H, Bunout D, Santos J, Albala C. Indicadores antropométricos, composición corporal y limitaciones funcionales en ancianos. *Rev Médica Chile.* 2007; 135(7): 846-854.
7. Miszkurka M, Zunzunegui MV, Langlois EV, Freeman EE, Kouanda S, Haddad S. Gender differences in mobility disability during young, middle and older age in West African adults. *Glob Public Health.* 2012;7(5):495-508.
8. Craig CL, Marshall AL, Sjostrom M, Bauman AE, Booth ML, Ainsworth BE, et al. International physical activity questionnaire: 12-country reliability and validity. *Med Sci Sports Exerc.* 2003;35(8):1381-1395.
9. Baker PS, Bodner EV, Allman RM. Measuring life-space mobility in community-dwelling older adults. *J Am Geriatr Soc.* 2003;51(11):1610-1614.
10. Harada ND, Chiu V, King AC, Stewart AL. An evaluation of three self-report physical activity instruments for older adults. *Med Sci Sports Exerc.* 2001;33(6):962-970.
11. Troiano RP, Berrigan D, Dodd KW, Masse LC, Tilert T, McDowell M. Physical activity in the United States measured by accelerometer. *Med Sci Sports Exerc.* 2008;40(1):181-188.
12. Guirao-Goris JA, Cabrero-García J, Moreno Pina JP, Muñoz-Mendoza CL. Revisión estructurada de los cuestionarios y escalas que miden la actividad física en los adultos mayores y ancianos. *Gac Sanit.* 2009; 23(4): 334.e51-334.e67.
13. Mantilla Toloza SC, Gómez Conesa A. El cuestionario internacional de actividad física. Un instrumento adecuado en el seguimiento de la actividad física poblacional. *Rev Iberoam Fisioter Kinesol.* 2007;10(1):48-52.
14. Ruiz Comellas A, Guillem P, Baena Diez JM, Mundet Tudurí X, Alzamora Sas T, Elosua R, et al. Validación de una versión reducida en español del cuestionario de actividad física en el tiempo libre de Minnesota (VREM). *Rev Esp Salud Publica.* 2012;86(5): 495-508.
15. Higgins JPT, Green S (editors). *Manual Cochrane de revisiones sistemáticas de intervenciones. Version 5.1.0 [updated March 2011].* The Cochrane Collaboration, 2011. Disponible en: www.cochrane-handbook.org.
16. Garatachea N, De Paz-Fernández JA. Cuantificación de la actividad física en personas mayores. *Rev Esp Geriatr Gerontol.* 2005;49:47-52.
17. Chung J, Demiris G, Thompson HJ. Instruments to Assess Mobility Limitation in Community-Dwelling Older Adults: A Systematic Review. *J Aging Phys Act.* 2014; 23(2): 298-313.
18. Park J, Kazuko IT, Kim E, Kim J, Yoon J. Estimating free-living human energy expenditure: Practical aspects of the doubly labeled water method and its applications. *Nutr Res Pract.* 2014;8(3):241-8.
19. Tudor-Locke C, Hart TL, Washington TL: Expected values for pedometer-determined physical activity in older populations. *Int J Behav Nutr Phys.* 2009, 6:59.
20. Tudor-Locke C, Williams JE, Reis JP, Pluto D. Utility of pedometers for assessing physical activity: construct validity. *Sports Med.* 2004;34(5):281-91.
21. Garatachea N, Torres Luque G, Gonzalez Gallego J. Physical activity and energy expenditure measurements using accelerometers in older adults. *Nutr Hosp.* 2010;25(2):224-230.
22. Cheung VH, Gray L, Karunanithi M. Review of accelerometry for determining daily activity among elderly patients. *Arch Phys Med Rehabil.* 2011;92(6):998-1014.
23. Plasqui G, Westerterp KR. Physical activity assessment with accelerometers: an evaluation against doubly labeled water. *Obesity (Silver Spring).* 2007;15(10):2371-9.
24. Aoyagi Y, Shephard RJ. Sex differences in relationships between habitual physical activity and health in the elderly: practical implications for epidemiologists based on pedometer/accelerometer data from the Nakanajo Study. *Arch Gerontol Geriatr.* 2013;56(2):327-38.
25. Hertogh EM, Monnikhof EM, Schouten EG, Peeters PH, Schuit AJ. Validity of the Modified Baecke Questionnaire: comparison with energy expenditure according to the doubly labeled water method. *Int J Behav Nutr Phys Act.* 2008;5:30.
26. Yamada Y, Noriyasu R, Yokoyama K, Osaki T, Adachi T, Itoi A, et al. Association between lifestyle and physical activity level in the elderly: a study using doubly labeled water and simplified physical activity record. *Eur J Appl Physiol.* 2013;113(10):2461-71.
27. Harris TJ, Owen CG, Victor CR, Adams R, Ekelund U, Cook DG. A comparison of questionnaire, accelerometer, and pedometer: measures in older people. *Med Sci Sports Exerc.* 2009 ;41(7):1392-402.

28. Savino E, Volpato S, Zuliani G, Guralnik JM. Assessment of mobility status and risk of mobility disability in older persons. *Curr Pharm Des.* 2014;20(19):3099-113.
29. Panzer VP, Wakefield DB, Hall CB, Wolfson LI. Mobility assessment: sensitivity and specificity of measurement sets in older adults. *Arch Phys Med Rehabil.* 2011;92(6):905-12.
30. Butler AA, Menant JC, Tiedemann AC, Lord SR. Age and gender differences in seven tests of functional mobility. *J Neuroeng Rehabil.* 2009 ;6:31.
31. Rejeski WJ, Marsh AP, Anton S, Chen SH, Church T, Gill TM, et al. The MAT-sf: clinical relevance and validity. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci.* 2013;68(12):1567-74.
32. Rejeski WJ, Ip EH, Marsh AP, Barnard RT. Development and validation of a video-animated tool for assessing mobility. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci.* 2010;65(6):664-671.
33. Voorrips LE, Ravelli AC, Dongelmans PC, Deurenberg P, Van Staveren WA. A physical activity questionnaire for the elderly. *Med Sci Sports Exerc.* 1991;23(8):974-979.
34. Stel VS, Smit JH, Pluijm SM, Visser M, Deeg DJ, Lips P. Comparison of the LASA Physical Activity Questionnaire with a 7-day diary and pedometer. *J Clin Epidemiol.* 2004;57(3):252-258.
35. Peel C, Sawyer Baker P, Roth DL, Brown CJ, Brodner EV, Allman RM. Assessing mobility in older adults: the UAB Study of Aging Life-Space Assessment. *Phys Ther.* 2005;85(10):1008-1119.
36. Bonnefoy M, Kostka T, Berthouze SE, Lacour JR. Comparative study of daily energy expenditure measured by physical activity questionnaire (QAPSE) and physical fitness (VO 2max) in the elderly. *Reprod Nutr Dev.* 1996;36(4): 446-447.
37. De Abajo S, Larriba R, Marquez S. Validity and reliability of the Yale Physical Activity Survey in Spanish elderly. *J Sports Med Phys Fitness.* 2001;41(4):479-85.
38. Guerra RO, Oliveira BS, Alvarado BE, Curcio CL, Rejeski WJ, Marsh AP, et al. Validity and applicability of a video-based animated tool to assess mobility in elderly Latin American populations. *Geriatr Gerontol Int.* 2014: 864-863.
39. Devereaux Melillo K, Williamson E, Futrell M, Chamberlain C. A self-assessment tool to measure older adults' perceptions regarding physical fitness and exercise activity. *J Adv Nurs.* 1997;25(6):1220-6.
40. Moschny A, Platen P, Klaassen-Mielke R, Trampisch U, Hinrichs T. Physical activity patterns in older men and women in Germany: a cross-sectional study. *BMC Public Health.* 2011;11:559.
41. Trampisch US, Platen P, Moschny A, Wilm S, Thiem U, Hinrichs T. Measurement of physical activity in older adults. Correlation between the PRISCUS-PAQ and accelerometer. *Z Gerontol Geriatr.* 2012;45(3):212-7.
42. Trampisch U, Platen P, Burghaus I, Moschny A, Wilm S, Thiem U, et al. Reliability of the PRISCUS-PAQ. Questionnaire to assess physical activity of persons aged 70 years and older. *Z Gerontol Geriatr.* 2010;43(6):399-406.
43. Topolski TD, LoGerfo J, Patrick DL, Williams B, Walwick J, Patrick MB. The Rapid Assessment of Physical Activity (RAPA) among older adults. *Prev Chronic Dis.* 2006;3(4):A118.
44. Mayer CJ, Steinman L, Williams B, Topolski TD, LoGerfo J. Developing a Telephone Assessment of Physical Activity (TAPA) questionnaire for older adults. *Prev Chronic Dis.* 2008 Jan;5(1):A24.
45. Bijnen FC, Feskens EJ, Caspersen CJ, Nagelkerke N, Mosterd WL, Kromhout D. Baseline and previous physical activity in relation to mortality in elderly men: the Zutphen Elderly Study. *Am J Epidemiol.* 1999;150(12):1289-1296.
46. Westerterp KR, Saris WH, Bloemberg BP, et al. Validation of the Zutphen Physical Activity Questionnaire for the Elderly with doubly labeled water. (Abstract). *Med Sci Sports Exerc.* 1992;24(suppl):S68.
47. Vega-Lopez S, Chavez A, Farr KJ, Ainsworth BE. Validity and reliability of two brief physical activity questionnaires among Spanish-speaking individuals of Mexican descent. *BMC Research Notes.* 2014; 7:29.
48. Bergman RJ, Bassett DR Jr, Muthukrishnan S, Klein DA. Validity of 2 devices for measuring steps taken by older adults in assisted-living facilities. *J Phys Act Health.* 2008;5 Suppl 1:S166-75.
49. Cabrero García J, Reig A, Muñoz CL, Cabañero MJ, Ramos JD, Richard M, et al. Reproducibilidad de la batería EPESE de desempeño físico en Atención Primaria. *Anal Modificación conducta* 2007, 33: 67-83.
50. Ávila-Funes JA, Gray-Donald K, Payette H. Medición de las capacidades físicas de adultos mayores de Quebec: un análisis secundario del estudio NuAge. *Salud Pública Méx.* 2006; 48(6): 446-454.

ORIGINAL**INFLUENCIA DE LA MORTALIDAD EN PERSONAS CON BAJO NIVEL EDUCATIVO EN LA VARIACIÓN DE LAS DESIGUALDADES DE MORTALIDAD EN LAS COMUNIDADES AUTÓNOMAS****Estrella Miqueleiz (1), Lucia Cea (2), Juan M Santos (2), Romana Albaladejo (2), Rosa Villanueva (2) y Enrique Regidor (2,3,4).**

(1) Departamento de Sociología. Universidad Pública de Navarra. Pamplona

(2) Departamento de Medicina Preventiva. Salud Pública e Historia de la Ciencia, Facultad de Medicina. Universidad Complutense de Madrid. Madrid.

(3) Instituto de Investigación Sanitaria del Hospital Clínico San Carlos (IdISSC). Madrid.

(4) CIBER Epidemiología y Salud Pública (CIBERESP). Madrid.

RESUMEN

Fundamento. Dada la importancia de las tasas de mortalidad en cada grupo socioeconómico, como explicación de la variación en las desigualdades de mortalidad entre las poblaciones, el objetivo del presente estudio es evaluar si la variación regional en las desigualdades de mortalidad en España está relacionado con las tasas de mortalidad en diferentes grupos socioeconómicos.

Métodos. El estudio incluyó a todas las personas de 30-74 años que vivían en España en 2001 y a las que se realizó un seguimiento para conocer su estado vital más de 7 años. En cada una de las 17 comunidades autónomas se han estimado las tasas de mortalidad en personas con bajo y con alto nivel educativo, así como dos medidas de desigualdad de la mortalidad de acuerdo a la educación: diferencia de tasas de mortalidad y razón de tasas de mortalidad. Se calculó el valor de la mediana de las desigualdades de mortalidad en las comunidades autónomas con las tasas de mortalidad más altas y bajas y en aquellas con las tasas de mortalidad intermedias. Y se estimó el coeficiente de correlación de Pearson para evaluar la relación entre las tasas de mortalidad y las medidas de desigualdad en mortalidad.

Resultados. Los coeficientes de correlación de la tasa de mortalidad en personas con bajo nivel educativo con la diferencia de tasa de mortalidad y con la razón de tasas de mortalidad fueron 0,87 y 0,78 en mujeres y 0,81 y 0,73 en los hombres, respectivamente. Los coeficientes de correlación de la tasa de mortalidad en personas con alto nivel educativo con la diferencia de tasa de mortalidad y con la razón de tasas de mortalidad fueron -0,07 y -0,24 en mujeres y 0,10 y -0,06 en los hombres, respectivamente.

Conclusión. Las comunidades autónomas con las tasas de mortalidad más bajas y más altas en las personas con bajo nivel educativo generalmente tienen las menores y las mayores desigualdades en mortalidad. La variación en la magnitud de las desigualdades en mortalidad de un lugar a otro puede ser explicada por la variación en la tasa de la mortalidad en las personas con bajo nivel educativo. No se observó relación entre la tasa de mortalidad en personas con alto nivel educativo y las desigualdades de la mortalidad.

Palabras clave. Mortalidad. Nivel de educación. Desigualdades en salud. España. Registros de mortalidad.

Correspondencia

Estrella Miqueleiz
Departamento de Sociología,
Universidad Pública de Navarra
Campus de Arrosadía s/n. 31006 Pamplona, Navarra.
emikeleiz@yahoo.es

ABSTRACT**Variation in Mortality Inequalities in the Autonomous Communities of Spain: the Influence of Mortality in People with Less Education**

Background. Given the importance of mortality rates in each socioeconomic group, as explanation for the variation in mortality inequalities across populations, the objective of the present study is to evaluate whether regional variation in mortality inequalities in Spain is related to the mortality rates in different socioeconomic groups.

Methods. The study included all persons aged 30-74 years living in Spain in 2001 and followed up for mortality over 7 years. In each of the 17 autonomous communities of Spain mortality rates were estimated for those with low and high education, as well as two measures of mortality inequality according to education: mortality rate difference and mortality rate ratio. Median value of mortality inequalities was calculated for the regions with the highest and lowest mortality rates and for those with intermediate mortality rates. And the Pearson correlation coefficient was used to estimate the relation between mortality rates and the measures of mortality inequality.

Results. The correlation coefficients between mortality rate in low education and mortality rate difference and mortality rate ratio were 0.87 and 0.78 in women and 0.81 and 0.73 in men, respectively. The correlation coefficients between mortality rate in high education and mortality rate difference and mortality rate ratio were -0.07 and -0.24 in women and 0.10 and -0.06 in men, respectively.

Conclusion. Regions with the lowest and highest mortality rates in low education people generally had the lowest and highest inequalities in mortality. The variation in the magnitude of inequalities in mortality from one place to another can be explained by the variation in mortality in low education people. No relation was observed between mortality rate in high education and mortality inequality.

Key words. Health inequalities. Mortality. Educational status. Mortality registries. Socioeconomic factors. Spain

INTRODUCCIÓN

Uno de los hallazgos más importantes de los estudios comparativos internacionales sobre las desigualdades en la mortalidad es la variación en su magnitud de un lugar a otro¹⁻³. Entre las teorías propuestas para explicar esta variación está la teoría del artefacto matemático⁴⁻⁵. Según esta teoría, el aumento de las desigualdades relativas en los resultados de salud es inevitable cuando la frecuencia del problema de salud disminuye⁶⁻⁸. Esto es, en general, cuanto más raro sea el problema de salud mayor es la desigualdad relativa y menor la desigualdad absoluta en su frecuencia⁹⁻¹⁰.

Entre la frecuencia de los problemas de salud y la magnitud de riesgo relativo de mortalidad y morbilidad según la posición socioeconómica se observa una asociación: los riesgos relativos de mortalidad y morbilidad tienden a ser mayores cuando la mortalidad y la morbilidad son más bajos¹¹. Por ejemplo, un estudio encontró que los países con las tasas de mortalidad más bajas en los niños menores de 5 años tenían las desigualdades relativas más altas y las desigualdades absolutas más bajas en la mortalidad de ese grupo de población¹². Del mismo modo, la disminución de la mortalidad en adultos en diversas poblaciones europeas entre los años 1980 y 1990 fue acompañada por el aumento de las desigualdades relativas en la mortalidad¹³.

Sin embargo, Mackenbach señala que el hecho de que las desigualdades en salud aumenten cuando la salud de la población mejora no obedece necesariamente a un artefacto matemático⁵. Además, las desigualdades absolutas en mortalidad también han aumentado en varios países a pesar de la disminución de la mortalidad en la población¹³⁻¹⁵. Y, como consecuencia, el patrón de variación entre los países en las desigualdades absolutas en la mortalidad es muy similar al patrón de variación en las desigualdades relativas en mortalidad³. Por tanto, es difícil que un artefacto matemático explique la variación en la magnitud de las desigualdades en mortalidad. Tal vez la teoría del artefacto matemático tiene que ser reformulada sobre la base de nuevos ha-

llazgos sobre las desigualdades en mortalidad. Por ejemplo, un estudio comparativo de varias poblaciones europeas muestra mayor variación en la duración de la vida entre los sujetos con el menor nivel de estudios que en los que lo tienen mayor¹⁶. Este hallazgo sugiere que es necesario comparar las tasas de mortalidad por grupo socioeconómico antes de tratar de comparar las desigualdades de mortalidad en diferentes poblaciones.

Teniendo en cuenta la posible importancia de las tasas de mortalidad en cada grupo socioeconómico, como explicación de la variación en las desigualdades de mortalidad entre las poblaciones, el objetivo del presente estudio es estimar la magnitud de las desigualdades en mortalidad en las 17 comunidades autónomas españolas y evaluar si sus variaciones están relacionadas con las tasas de mortalidad en los diferentes grupos socioeconómicos.

MATERIAL Y MÉTODOS

La fuente de los datos fue la cohorte de toda la población española en el momento del censo de 2001, a la cual se realizó un seguimiento para conocer su estado vital durante 7 años y 2 meses. Los datos fueron compilados por el Instituto Nacional de Estadística, enlazando los registros individuales del censo con el registro nacional de población y el registro de mortalidad nacional, utilizando identificadores personales. Las defunciones se refieren a personas que murieron entre el 1 de noviembre 2001 -la fecha del censo - y el 31 de diciembre de 2008, final del período de seguimiento. El Instituto Nacional de Estadística proporcionó a los investigadores el archivo de datos final después de eliminar información referente a las características personales para garantizar la protección de la confidencialidad. El censo de población de 2001 se componía de 40.844.371 personas, pero un 1,7% de ellos fueron excluidos de la cohorte de seguimiento debido a la falta de información, ya fuera en el registro de población o en el registro de mortalidad. La contribución al riesgo de muerte de 395.675 personas fue censurada durante el seguimiento, ya que salieron de España

y no pudo obtenerse información de su estado vital después de salir del país (si estaban vivas o muertas).

El presente estudio incluyó a sujetos cuyo rango de edad era similar al utilizado en varios estudios comparativos internacionales: personas que tenían entre 30 y 74 años de edad en la fecha del censo. En total se incluyeron 157 millones de personas-año y 1.052.532 defunciones. Además de la edad, otras variables recogidas en el censo y utilizadas en este estudio fueron el sexo, la comunidad autónoma de residencia y el nivel educativo. Este último se refería al grado académico más alto completado por el sujeto. Todos los análisis se realizaron por separado en hombres y mujeres.

En primer lugar se calcularon las tasas de mortalidad ajustadas por edad para aquellos sujetos con nivel educativo alto y bajo, utilizando la población estándar europea. El grupo de nivel educativo bajo lo formaban las personas cuyo máximo nivel de estudios completado fue el primer ciclo de la educación secundaria, y el grupo de nivel educativo alto lo formaban las personas cuyo máximo nivel de estudios completado fue

el segundo ciclo de educación secundaria o estudios universitarios. A continuación se calculó como medida de las desigualdades absolutas la diferencia de tasas de mortalidad y como medida de las desigualdades relativas la razón de tasa de mortalidad entre los grupos de bajo y alto nivel de educativo, así como sus intervalos de confianza al 95% para el análisis estratificado¹⁷.

Las comunidades autónomas fueron ordenadas en función de la tasa de mortalidad en los sujetos con nivel educativo bajo y alto, respectivamente, y se calculó el valor de la mediana de las desigualdades de mortalidad para las cinco comunidades autónomas con las tasas de mortalidad más altas y más bajas y para las siete comunidades autónomas restantes con las tasas de mortalidad intermedias. También se calculó la relación de las tasas de mortalidad con la diferencia de tasas de mortalidad y con la razón de tasas de mortalidad, mediante el coeficiente de correlación de Pearson.

RESULTADOS

La **tabla 1** muestra el número de personas-año de seguimiento, el número de defuncio-

Tabla 1
Personas-año, número de defunciones y tasa de mortalidad estandarizada por edad por 100.000 personas-año en cada comunidad autónoma. Mujeres y hombres de 30 a 74 años de edad al inicio del periodo de seguimiento. España, 2001-2008

Comunidad autónoma	Mujeres			Hombres		
	Personas-año	Defunciones	Mortalidad	Personas-año	Defunciones	Mortalidad
Andalucía	13.863.109	69.345	454,7	13.103.739	127.369	1003,4
Aragón	2.415.043	11.196	368,3	2.366.192	21.719	826,3
Asturias	2.274.825	11.002	383,7	2.081.207	22.529	980,2
Baleares	1.616.381	6.767	402,2	1.584.469	13.140	898,1
País Vasco	4.379.206	18.127	361,7	4.156.111	38.771	906,6
Canarias	3.205.650	14.282	455,9	3.130.150	26.419	968,5
Cantabria	3.411.238	15.635	354,9	1.051.454	9.621	887,7
Castilla y León	4.909.814	21.892	348,1	4.842.471	43.915	801,5
Castilla-La Mancha	3.411.238	15.635	367,4	3.379.450	29.009	788,7
Cataluña	12.708.676	55.398	380,5	12.041.791	106.089	871,2
Extremadura	1.974.316	10.244	412,4	1.939.662	20.002	954,9
Galicia	5.565.862	26.420	379,5	5.103.688	51.479	907,6
Madrid	10.872.954	40.452	352,0	9.749.964	74.436	810,2
Murcia	2.199.845	10.097	417,3	2.114.634	18.357	903,0
Navarra	1.095.341	4.166	333,7	1.093.702	8.646	779,8
La Rioja	545.269	2.137	329,9	547.148	4.666	803,0
Comunidad Valenciana	8.257.892	38.964	416,2	7.845.031	72.227	916,9

Tabla 2							
Diferencias y razón de tasas de mortalidad en las comunidades autónomas españolas, ordenadas según la tasa de mortalidad estandarizada por edad en el grupo de población con nivel bajo de educación, en mujeres y en hombres. España, 2001-2008							
Mujeres				Hombre			
Comunidad autónoma	Tasa de mortalidad ¹	Diferencia de tasas IC 95% ²	Razón de tasas IC 95%	Comunidad autónoma	Tasa de mortalidad ¹	Diferencia de tasas IC 95% ²	Razón de tasas (IC 95%)
La Rioja	337	11 (-38—60)	1,03 (0,89—1,20)	Castilla-La Mancha	812	98 (67—129)	1,14 (1,09—1,19)
Navarra	346	55 (25—85)	1,19 (1,08—1,31)	La Rioja	831	55 (-10—121)	1,07 (0,99—1,16)
Castilla y León	361	51 (36—66)	1,16 (1,11—1,22)	País Vasco	831	220 (199—240)	1,28 (1,25—1,32)
Madrid	365	46 (37—54)	1,14 (1,11—1,17)	Navarra	837	179 (138—220)	1,27 (1,20—1,35)
Cantabria	367	25 (-8—59)	1,07 (0,97—1,18)	Castilla y León	849	167 (147—187)	1,25 (1,21—1,28)
Mediana		46 (37—54)		Mediana		167 (147—187)	1,25 (1,21—1,28)
Castilla- La Mancha	376	102 (79—126)	1,37 (1,26—1,49)	Aragón	872	136 (106—165)	1,18 (1,14—1,23)
País Vasco	378	51 (35—68)	1,16 (1,10—1,22)	Madrid	898	218 (205—230)	1,32 (1,30—1,34)
Aragón	380	56 (33—78)	1,17 (1,09—1,26)	Cataluña	939	230 (218—243)	1,32 (1,30—1,35)
Galicia	390	67 (51—83)	1,21 (1,15—1,27)	Murcia	954	231 (196—265)	1,32 (1,26—1,38)
Cataluña	396	76 (67—85)	1,24 (1,20—1,27)	Baleares	960	257 (222—292)	1,37 (1,30—1,43)
Asturias	398	65 (42—87)	1,19 (1,12—1,28)	Galicia	964	229 (208—250)	1,31 (1,28—1,35)
Baleares	417	100 (73—127)	1,31 (1,21—1,43)	Com. Valenciana	967	217 (200—234)	1,36 (1,33—1,38)
Mediana		67 (51—83)	1,21 (1,15—1,27)	Mediana		229 (208—250)	1,32 (1,30—1,35)
Extremadura	423	126 (51—83)	1,43 (1,29—1,58)	Cantabria	968	268 (226—310)	1,38 (1,31—1,46)
Murcia	428	91(61—120)	1,27 (1,16—1,38)	Extremadura	992	210 (168—251)	1,27 (1,20—1,34)
Com. Valenciana	431	108(95—120)	1,33 (1,28—1,38)	Canarias	1.034	283 (255—311)	1,38 (1,33—1,43)
Andalucía	467	119(108—130)	1,34 (1,30—1,39)	Asturias	1.059	271 (240—301)	1,34 (1,30—1,39)
Canarias	473	133(112—155)	1,39 (1,31—1,48)	Andalucía	1.063	279 (265—293)	1,36 (1,33—1,38)
Mediana		119 (108—130)	1,34 (1,30—1,39)	Mediana		271 (240—301)	1,36 (1,33—1,38)

¹ Tasa de mortalidad por 100.000 personas-año ² Tasa de mortalidad en el grupo con nivel bajo de educación menos tasa de mortalidad en el grupo con nivel alto de educación, expresado como defunciones por 100.000 personas-año

Tabla 3
Diferencias y razón de tasas de mortalidad en las comunidades autónomas españolas, ordenadas según la tasa de mortalidad estandarizada por edad en el grupo de población con nivel alto de educación, en mujeres y en hombres. España, 2001-2008

Mujeres				Hombre			
Comunidad autónoma	Tasa de mortalidad ¹	Diferencia de tasas (IC 95%) ²	Razón de tasas (IC 95%)	Comunidad autónoma	Tasa de mortalidad ¹	Diferencia de tasas (IC 95%) ²	Razón de tasas (IC 95%)
Castilla-La Mancha	274	102 (79—126)	1,37 (1,26—1,49)	Navarra	658	179 (138—220)	1,27 (1,20—1,35)
Navarra	291	55 (25—85)	1,19 (1,08—1,31)	Madrid	681	218 (205—230)	1,32 (1,30—1,34)
Extremadura	297	126 (96—157)	1,43 (1,29—1,58)	Castilla y León	682	167 (147—187)	1,25 (1,21—1,28)
Castilla y León	310	51 (36—66)	1,16 (1,11—1,22)	Cantabria	700	268 (226—310)	1,38 (1,31—1,46)
Baleares	317	100 (3—127)	1,31 (1,21—1,43)	Baleares	702	257 (222—292)	1,37 (1,30—1,43)
Mediana		100 (73—127)	1,31 (1,21—1,43)	Mediana		218 (205—230)	1,32 (1,30—1,34)
Cataluña	320	76 (67—85)	1,24 (1,20—1,27)	Cataluña	709	230 (218—243)	1,32 (1,30—1,35)
Madrid	320	46 (37—54)	1,14 (1,11—1,17)	Castilla-La Mancha	714	98 (67—129)	1,14 (1,09—1,19)
Valencia	323	108 (95—120)	1,33 (1,28—1,38)	Murcia	723	231 (196—265)	1,32 (1,26—1,38)
Galicia	323	67 (51—83)	1,21 (1,15—1,27)	Galicia	735	229 (208—250)	1,31 (1,28—1,35)
Aragón	324	56 (33—78)	1,17 (1,09—1,26)	Aragón	736	136 (106—165)	1,18 (1,14—1,23)
La Rioja	326	11 (-38—60)	1,03 (0,89—1,20)	Valencia	750	217 (200—234)	1,36 (1,33—1,38)
País Vasco	326	51 (35—68)	1,16 (1,10—1,22)	Canarias	751	283 (255—311)	1,38 (1,33—1,43)
Mediana		56 (33—78)	1,17 (1,09—1,26)	Mediana		229 (208—250)	1,32 (1,26—1,38)
Asturias	334	65 (42—87)	1,19 (1,12—1,28)	País Vasco	772	220 (199—240)	1,28 (1,25—1,32)
Murcia	338	91 (61—120)	1,27 (1,16—1,38)	La Rioja	776	55 (-10—121)	1,07 (0,99—1,16)
Canarias	340	133 (112—155)	1,39 (1,31—1,48)	Extremadura	782	210 (168—251)	1,27 (1,20—1,34)
Cantabria	342	25 (-8—59)	1,07 (0,97—1,18)	Asturias	784	279 (265—293)	1,36 (1,33—1,38)
Andalucía	348	119 (108—130)	1,34 (1,30—1,39)	Andalucía	789	271 (240—301)	1,34 (1,30—1,39)
Mediana		91 (61—120)	1,27 (1,16—1,38)	Mediana		220 (199—240)	1,28 (1,25—1,32)

¹ Tasa de mortalidad por 100.000 personas-año ² Tasa de mortalidad en el grupo con nivel bajo de educación menos tasa de mortalidad en el grupo con nivel alto de educación, expresado como defunciones por 100.000 personas-año

nes y la mortalidad estandarizada por edad por comunidades autónomas.

La **tabla 2** contiene las diferencias de mortalidad y las razones de tasas de mortalidad por comunidades autónomas clasificadas de acuerdo a la tasa de mortalidad estandarizada por edad en el grupo con nivel educativo bajo. Las cinco comunidades autónomas con las tasas de mortalidad menor y mayor tenían, respectivamente, el valor mediano más bajo y más alto de la diferencia de tasas de mortalidad y de la razón de tasas de mortalidad.

En el caso de las mujeres, en las comunidades autónomas con menor mortalidad, la diferencia de tasas de mortalidad varió entre 11 y 55 por 100.000 personas-año, y la razón de tasas de mortalidad entre 1,03 y 1,19. En las comunidades autónomas con mayor tasa de mortalidad, la diferencia de tasas de mortalidad varió entre 91 y 133 por 100.000 personas-año y la razón de tasas de mortalidad entre 1,27 y 1,43.

En el caso de los hombres, en las comunidades autónomas con menor mortalidad, la diferencia de tasas de mortalidad varió entre 98 y 218 por 100.000 personas-año y la razón de tasas de mortalidad entre 1,07 y 1,32. En las comunidades autónomas con mayor mortalidad, la diferencia en las tasas de mortalidad varió entre 210 y 283 por 100.000 personas-año y la razón de tasas de mortalidad entre 1,27 y 1,38.

La **tabla 3** muestra las diferencias en las tasas de mortalidad y las razones de tasas de mortalidad por comunidades autónomas de acuerdo a la tasa de mortalidad estandarizada por edad en el grupo con nivel educativo alto. No se observó un patrón claro en los valores medianos de la diferencia de tasas de mortalidad ni de la razón de tasas de mortalidad. Las cinco comunidades autónomas con la menor tasa de mortalidad en mujeres y las siete comunidades autónomas con las tasas de mortalidad intermedias en

hombres tuvieron el valor mediano más alto para diferencia de tasas de mortalidad. Las siete comunidades autónomas con las tasas de mortalidad intermedias en mujeres y las cinco comunidades autónomas con la mayor tasa de mortalidad en hombres tuvieron el valor mediano más bajo en la razón de tasas de mortalidad.

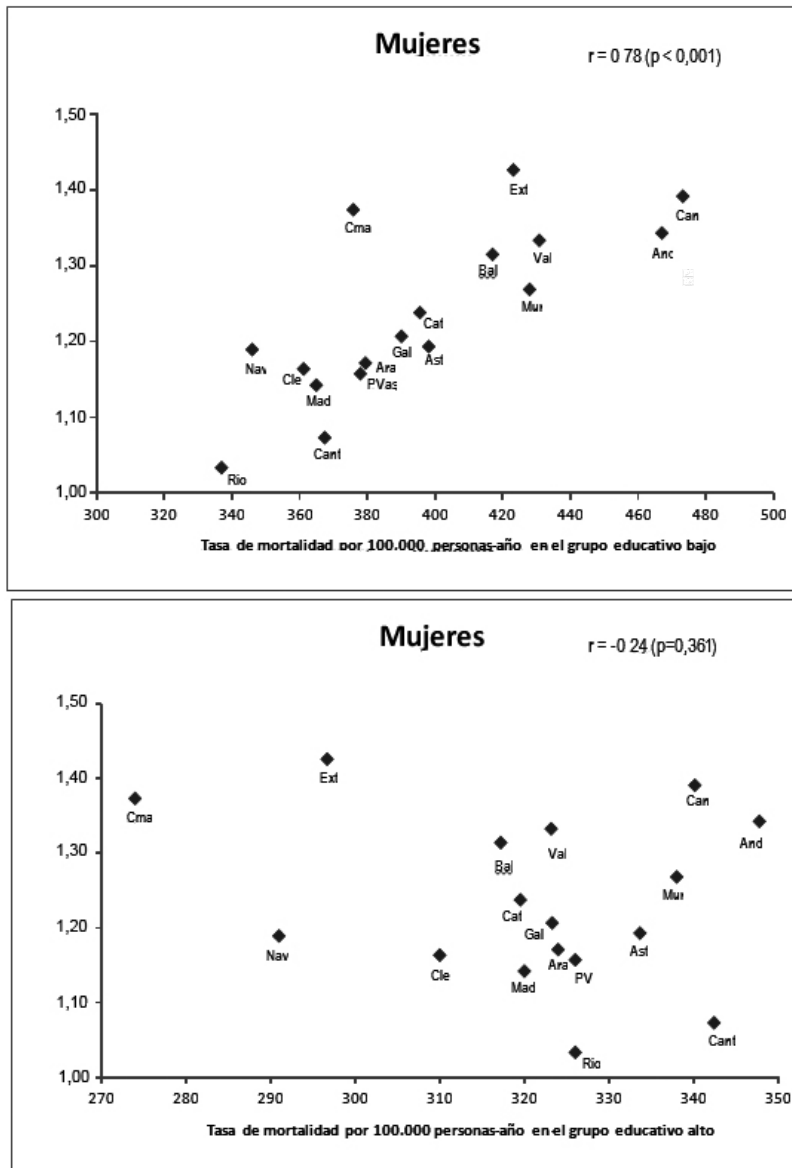
En el caso de las mujeres, en las comunidades autónomas con menor mortalidad, la diferencia de tasas de mortalidad varió entre 51 y 126 por 100.000 personas-año y la razón de tasas de mortalidad entre 1,16 y 1,43. En las comunidades autónomas con mayor tasa de mortalidad, la diferencia de tasas de mortalidad varió entre 25 y 133 por 100.000 personas-año, y la razón de tasas de mortalidad entre 1,07 y 1,39.

En el caso de los hombres, en las comunidades autónomas con menor mortalidad, la diferencia de tasas de mortalidad varió entre 167 y 268 por 100.000 personas-año, y la razón de tasas de mortalidad entre 1,25 y 1,38. En las comunidades autónomas con mayor mortalidad, la diferencia de la tasa de mortalidad varió entre 55 y 279 por 100.000 personas-año y la razón de tasas de mortalidad entre 1,07 y 1,36.

Los coeficientes de correlación de la tasa de mortalidad en el grupo de bajo nivel de educación con la diferencia de tasas de mortalidad fue de 0,87 ($p < 0,001$) en las mujeres y 0,81 ($p < 0,001$) en los hombres, mientras que los coeficientes de la tasa de mortalidad en el grupo de educación alta con la diferencia de tasas de mortalidad fue de -0,07 ($p = 0,775$) en mujeres y 0,10 ($p = 0,708$) en hombres.

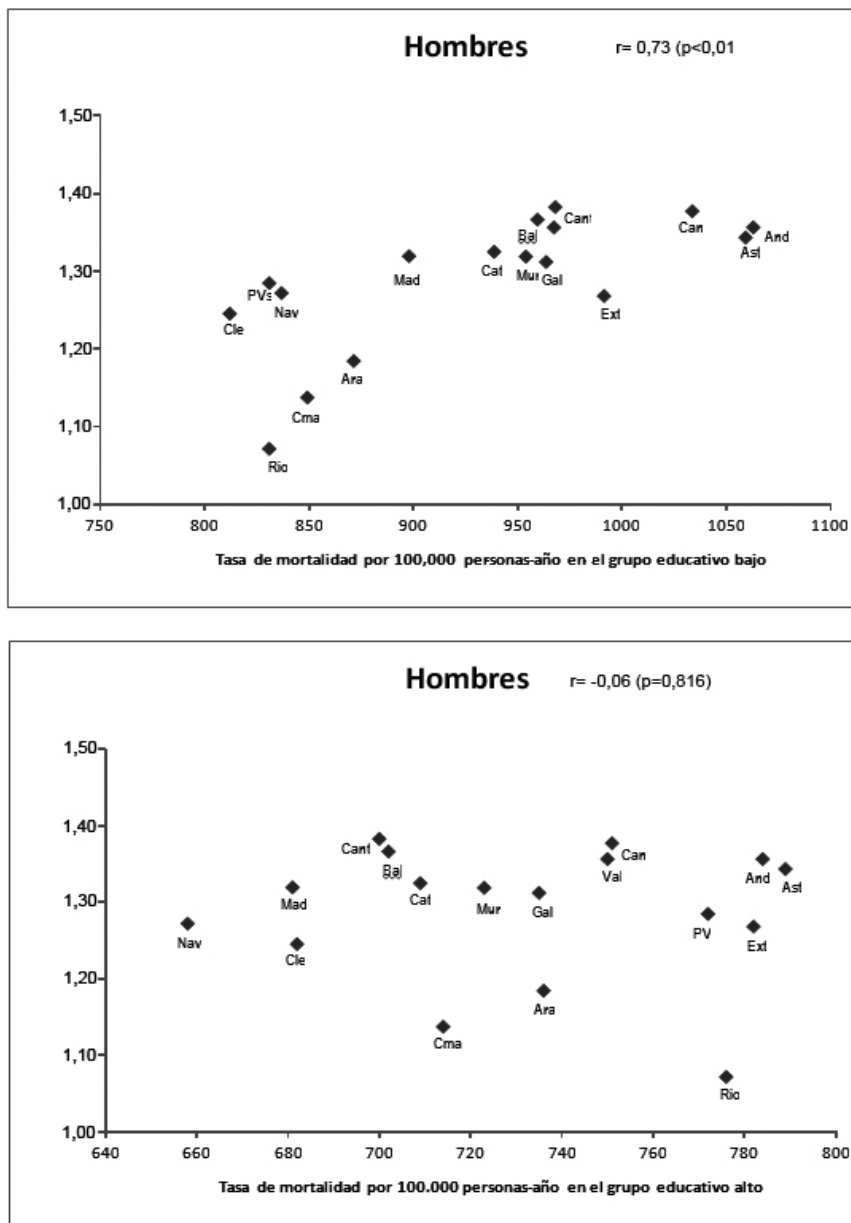
Hallazgos similares se observaron con las razones de tasas de mortalidad, como se muestra en las figuras 1 y 2: el coeficiente de correlación mostró significación estadística con la tasa de mortalidad en el grupo de bajo nivel educativo, pero no con la tasa de mortalidad en el grupo de alto nivel educativo.

Figura 1
Coefficientes de correlación de Pearson de la tasa de mortalidad en los grupos educativo bajo y alto con la razón de tasas de mortalidad en mujeres



Las comunidades autónomas son Andalucía (And), Aragón (Ara), Asturias (Ast), Baleares (Bal), País Vasco (PV), Canarias (Can), Cantabria (Cant), Castilla y León (Cle), Castilla-La Mancha (Cma), Cataluña (Cat), Extremadura (Ext), Galicia (Gal), Madrid (Mad), Murcia (Mur), Navarra (Nav), La Rioja (Rio) y Comunidad Valenciana (Val).

Figura 2
Coefficientes de correlación de Pearson de la tasa de mortalidad en los grupos educativo bajo y alto con la razón de tasas de mortalidad en hombres



Las comunidades autónomas son Andalucía (And), Aragón (Ara), Asturias (Ast), Baleares (Bal), País Vasco (PV), Canarias (Can), Cantabria (Cant), Castilla y León (Cle), Castilla-La Mancha (Cma), Cataluña (Cat), Extremadura (Ext), Galicia (Gal), Madrid (Mad), Murcia (Mur), Navarra (Nav), La Rioja (Rio) y Comunidad Valencina (Val).

DISCUSIÓN

Nuestros resultados muestran que la magnitud de las desigualdades en mortalidad según la educación en las comunidades autónomas españolas está relacionada con la tasa de mortalidad en las personas con bajo nivel educativo. En general, cuanto mayor es la tasa de mortalidad, más altas son las desigualdades relativas y absolutas en mortalidad.

Datos similares pueden obtenerse si se analizan los resultados de los estudios comparativos de las desigualdades en mortalidad en varias poblaciones europeas¹⁸. Por ejemplo, si se estiman los coeficientes de correlación entre las tasas de mortalidad y las desigualdades en la mortalidad en un estudio que comparó 16 poblaciones, en las mujeres los coeficientes entre la tasa de mortalidad en el grupo de bajo nivel de educación y las desigualdades absolutas y relativas son 0,89 y 0,79 respectivamente, mientras que los coeficientes entre la tasa de mortalidad en el grupo de alto nivel de educación y las desigualdades absolutas y relativas son 0,53 y 0,35 respectivamente. En hombres se pueden observar resultados similares.

La responsable de estos hallazgos es la mayor variación de un lugar a otro en la tasa de mortalidad en las personas con bajo nivel de educación respecto de la variación en la tasa de mortalidad en personas con alto nivel de educación.

En el presente estudio, el coeficiente de variación en la tasa de mortalidad en las personas con bajo nivel educativo es 9,9% en mujeres y 8,4% en los hombres, mientras que el coeficiente de variación en la tasa de mortalidad en personas con alto nivel de educación es 6,0% en las mujeres y 5,5% en los hombres. Asimismo, otro estudio que comparó la mortalidad por nivel educativo en 10 países europeos también encontró una mayor variación en la esperanza de vida entre países en los grupos con menor nivel de

educación en comparación con los de más educación¹⁶. Y, como en el presente estudio, los países donde las personas con bajo nivel educativo tenían una menor mortalidad mostraron una menor desigualdad socioeconómica en la esperanza de vida.

Algunos autores señalan que la comparación de la magnitud de las desigualdades de mortalidad entre países, especialmente con la razón de tasas de mortalidad, no permite obtener conclusiones razonablemente válidas sobre el posible impacto de las políticas de bienestar^{6,19-20}. Según ellos, los países nórdicos, con una larga tradición en este tipo de políticas, tienen desigualdades absolutas en la mortalidad más bajas pero desigualdades relativas en mortalidad más altas, en comparación con otras poblaciones europeas. Por lo tanto, para esos autores, lo más importante es la variación entre países de las tasas de mortalidad en los grupos socioeconómicos bajos y no la magnitud de las desigualdades de mortalidad *per se*, ya que el nivel de mortalidad en grupos menos privilegiados probablemente está relacionado con la capacidad de las políticas de bienestar de amortiguar y compensar las desigualdades que se generan en la economía de mercado. Sin embargo, las estimaciones de las tasas de mortalidad en comparaciones internacionales no son compatibles con esta explicación. En los países nórdicos, a excepción de Suecia, la tasa de mortalidad en los grupos socioeconómicos bajos fue mayor que en otras poblaciones europeas, tanto en Finlandia como en Dinamarca y Noruega²¹. La variación regional en las desigualdades de mortalidad que se encuentra en nuestro estudio tampoco apoya esa teoría, ya que la población ha estado expuesta durante toda su vida a las mismas políticas sociales establecidas por el gobierno central. Aunque la implementación de algunas políticas sociales se trasladó gradualmente a las comunidades autónomas durante las últimas décadas del siglo XX, es poco probable que la variación regional que se encuentra en nuestros resultados pueda atribuirse a la

variación regional en la gestión de los servicios de salud o de educación que se ha operado desde entonces.

Si bien los resultados no apoyan las políticas de bienestar para explicar la variación de la magnitud de las desigualdades en la mortalidad, la similitud del patrón de las desigualdades en la mortalidad, cuando se comparan las comunidades autónomas españolas y cuando se comparan diferentes poblaciones europeas, sugiere que algunas circunstancias regionales o específicas de cada país son responsables de la tasa de mortalidad baja o alta en las personas con bajo nivel educativo. En la actualidad estas circunstancias son desconocidas. Y quizás la tasa de mortalidad en las personas con mayor nivel educativo es menos dependiente de las circunstancias regionales o específicas de cada país. Probablemente las personas con más educación son más capaces de acceder a una amplia variedad de recursos materiales y no materiales que les permiten optimizar su salud y, hasta cierto punto, extender la duración de su vida hasta llegar a los límites de edad más altos.

En la interpretación de nuestros resultados es necesario tener en cuenta que los datos utilizados proceden de un gran estudio nacional prospectivo que incluyó a todas las personas que vivían en España en el año 2001. Esto ha permitido, por primera vez, la comparación de las desigualdades de mortalidad en las diecisiete comunidades autónomas utilizando la misma fuente de datos. El uso de la variable educación permite comparar nuestros resultados con los de estudios internacionales en las poblaciones europeas, ya que este es el indicador de posición socioeconómica más utilizado.

La educación como indicador de la posición socioeconómica tiene varias ventajas. Por ejemplo, a diferencia de la clase ocupacional, la educación permite la clasificación de los individuos que no trabajan. Por otra parte, el nivel de educación se adquiere temprano en la vida, lo que hace improbable que

una posición socioeconómica baja sea la consecuencia de mala salud.

Varios autores han comentado la dificultad de interpretar las variaciones temporales y geográficas de las desigualdades en mortalidad⁸⁻¹⁰ debido a un artefacto matemático, ya que cuanto menor sea la tasa de mortalidad en la población mayor será la desigualdad relativa y menor la desigualdad absoluta de la mortalidad. Sin embargo, nuestros resultados muestran que el patrón de las desigualdades relativas y absolutas de la mortalidad muestra la misma relación con la tasa de mortalidad si se tiene en cuenta la tasa de mortalidad en el grupo socioeconómico bajo.

En conclusión, los resultados indican que la variación en la magnitud de las desigualdades en la mortalidad de un lugar a otro se puede explicar por la mayor variación en la mortalidad en sujetos de posición socioeconómica baja respecto de la variación en la tasa de mortalidad en sujetos con alta posición socioeconómica, lo que sugiere la necesidad de reformular la teoría del artefacto matemático como explicación de la variación.

BIBLIOGRAFÍA

1. Mackenbach JP, Kunst AE, Cavelaars AEJM, et al. Socioeconomic inequalities in morbidity and mortality in Western Europe. *Lancet*. 1997;349:1655-9.
2. Huisman M, Kunst E, Bopp M, et al. Educational inequalities in cause-specific mortality in middle-aged and older men and women in eight western European populations. *Lancet*. 2005;365: 493-500.
3. Mackenbach JP, Stirbu I, Roskam A-JR et al. Socioeconomic inequalities in health in 22 European countries. *N Engl J Med*. 2008;358:2468-81.
4. Bambra C. Health inequalities and welfare state regimes: theoretical insights on a public health 'puzzle'. *J Epidemiol Community Health*. 2011; 65:740-745.
5. Mackenbach JP. The persistence of health inequalities in modern welfare states: the explanation of a paradox. *Soc Sci Med*. 2012;75:761-9.
6. Vägerö D, Erikson R. Socioeconomic inequalities in morbidity and mortality in Western Europe. *Lancet*. 1997; 350:516.

7. Scanlan J P. Race and mortality. *Society*. 2001; 37: 29-35
8. Scanlan J P. Can we actually measure health disparities? *Chance*. 2006; 19: 47-51.
9. Keppel K, Pamuk E, Lynch J, et al. Methodological issues in measuring health disparities. *Vital Health Stat 2*. 2005 ;141: 1–16.
10. Scanlan J. Measuring health disparities. *J Public Health Manag Pract*. 2006; 12:296.
11. Eikemo T A, Skalicka V, Avendano M. Variations in relative health inequalities: are they a mathematical artefact? *Int J Equity Health*. 2009; 8: 32.
12. Houweling TAJ, Kunst A E, Huisman H et al. Using relative and absolute measures for monitoring health inequalities: experiences from cross-national analyses on maternal and child health. *Int J Equity Health*. 2007; 6: 15.
13. Mackenbach J P, Bos V, Andersen O et al. Widening socioeconomic inequalities in mortality in six Western European countries. *Int J Epidemiol*. 2003; 32: 830-837.
14. Valkonen T, Martikainen P, Jalovaara M et al. Changes in socioeconomic inequalities in mortality during an economic boom and recession among middle-aged men and women in Finland. *Eur J Public Health*. 2000; 10: 274-280
15. Strand B H, Groholt E K, Steingrimsdottir O A et al. Educational inequalities in mortality over four decades in Norway: prospective study of middle aged men and women followed for cause specific mortality, 1960-2000. *BMJ*. 2010; 340: c654
16. van Raalte AA, Kunst AE, Deboosere P et al. More variation in lifespan in lower educated groups: evidence from 10 European countries. *Int J Epidemiol*. 2011; 40:1703-14.
17. Greenland S, Rothman KJ. Introduction to stratified analysis. In: Rothman KJ, Greenland S (eds). *Modern Epidemiology*. Philadelphia: Lippincott Williams & Wilkins; 1998.p.253-280.
18. Department of Public Health. Tackling health inequalities in Europe: an integrated approach (EUROTHINE). Final Report. Rotterdam: Erasmus MC; 2007.p. 85-104.
19. Boström G, Rosén M. Measuring social inequalities in health--politics or science? *Scand J Public Health*. 2003;31:211-5.
20. Lundberg O. Commentary. Politics and public health — some conceptual considerations concerning welfare state characteristics and public health outcomes. *Int J Epidemiol*. 2008; 37: 1095-1105.
21. Stirbu I, Kunst AE, Bopp M et al. Educational inequalities in avoidable mortality in Europe. *J Epidemiol Community Health*. 2010; 64:913-20.

ORIGINAL

**VARIATION IN MORTALITY INEQUALITIES IN SPANISH REGIONS:
A MATTER OF MORTALITY IN PEOPLE WITH LESS EDUCATION****Estrella Miqueleiz (1), Lucía Cea (2), Juan M Santos (2), Romana Albaladejo (2), Rosa Villanueva (2) and Enrique Regidor (2,3,4).**

(1) Department of Sociology. Universidad Pública de Navarra, Pamplona, Spain

(2) Department of Preventive Medicine and Public Health, Faculty of Medicine, Universidad Complutense de Madrid, Madrid, Spain

(3) Instituto de Investigación Sanitaria del Hospital Clínico San Carlos (IdISSC)

(4) CIBER Epidemiología y Salud Pública (CIBERESP), Madrid, Spain

The authors declare that they have no competing interests

ABSTRACT

Background. Given the importance of mortality rates in each socioeconomic group, as explanation for the variation in mortality inequalities across populations, the objective of the present study is to evaluate whether regional variation in mortality inequalities in Spain is related to the mortality rates in different socioeconomic groups.

Methods. The study included all persons aged 30-74 years living in Spain in 2001 and followed up for mortality over 7 years. In each of the 17 autonomous communities of Spain mortality rates were estimated for those with low and high education, as well as two measures of mortality inequality according to education: mortality rate difference and mortality rate ratio. Median value of mortality inequalities was calculated for the regions with the highest and lowest mortality rates and for those with intermediate mortality rates. And the Pearson correlation coefficient was used to estimate the relation between mortality rates and the measures of mortality inequality.

Results. The correlation coefficients between mortality rate in low education and mortality rate difference and mortality rate ratio were 0.87 and 0.78 in women and 0.81 and 0.73 in men, respectively. The correlation coefficients between mortality rate in high education and mortality rate difference and mortality rate ratio were -0.07 and -0.24 in women and 0.10 and -0.06 in men, respectively.

Conclusion. Regions with the lowest and highest mortality rates in low education people generally had the lowest and highest inequalities in mortality. The variation in the magnitude of inequalities in mortality from one place to another can be explained by the variation in mortality in low education people. No relation was observed between mortality rate in high education and mortality inequality.

Key words. Health inequalities. Mortality. Educational status. Mortality registries. Socioeconomic factors. Spain

Correspondence

Estrella Miqueleiz
Departamento de Sociología.
Universidad Pública de Navarra
Campus de Arrosadía s/n. 31006 Pamplona, Navarra.
emikelleiz@yahoo.es

DOI:**RESUMEN****Influencia de la mortalidad en personas con bajo nivel educativo en las variación de las desigualdades de mortalidad en las comunidades autónomas**

Fundamento. Dada la importancia de las tasas de mortalidad en cada grupo socioeconómico, como explicación de la variación en las desigualdades de mortalidad entre las poblaciones, el objetivo del presente estudio es evaluar si la variación regional en las desigualdades de mortalidad en España está relacionado con las tasas de mortalidad en diferentes grupos socioeconómicos.

Métodos. El estudio incluyó a todas las personas de 30-74 años que vivían en España en 2001 y a las que se realizó un seguimiento para conocer su estado vital más de 7 años. En cada una de las 17 comunidades autónomas se han estimado las tasas de mortalidad en personas con bajo y con alto nivel educativo, así como dos medidas de desigualdad de la mortalidad de acuerdo a la educación: diferencia de tasas de mortalidad y razón de tasas de mortalidad. Se calculó el valor de la mediana de las desigualdades de mortalidad en las comunidades autónomas con las tasas de mortalidad más altas y bajas y en aquellas con las tasas de mortalidad intermedias. Y se estimó el coeficiente de correlación de Pearson para evaluar la relación entre las tasas de mortalidad y las medidas de desigualdad en mortalidad.

Resultados. Los coeficientes de correlación de la tasa de mortalidad en personas con bajo nivel educativo con la diferencia de tasa de mortalidad y con la razón de tasas de mortalidad fueron 0,87 y 0,78 en mujeres y 0,81 y 0,73 en los hombres, respectivamente. Los coeficientes de correlación de la tasa de mortalidad en personas con alto nivel educativo con la diferencia de tasa de mortalidad y con la razón de tasas de mortalidad fueron -0,07 y -0,24 en mujeres y 0,10 y -0,06 en los hombres, respectivamente.

Conclusión. Las comunidades autónomas con las tasas de mortalidad más bajas y más altas en las personas con bajo nivel educativo generalmente tienen las menores y las mayores desigualdades en mortalidad. La variación en la magnitud de las desigualdades en mortalidad de un lugar a otro puede ser explicada por la variación en la tasa de la mortalidad en las personas con bajo nivel educativo. No se observó relación entre la tasa de mortalidad en personas con alto nivel educativo y las desigualdades de la mortalidad.

Palabras clave. Mortalidad. Nivel de educación. Desigualdades en salud. España. Registros de mortalidad.

INTRODUCCIÓN

One of the most important findings of international comparative studies on inequalities in mortality is the variation in the magnitude of one place to another¹⁻³. Among the suggested theories to explain this variation is the theory of 'mathematical artefact'⁴⁻⁵. According to this theory, increasing relative inequalities in health outcomes are inevitable when the over-all level of the outcome falls⁶⁻⁸. In general, the rarer the health problem, the greater is the relative inequality and the smaller in the absolute inequality in the occurrence of this problem⁹⁻¹⁰.

It has been observed an association between the average frequency of health problems in a population and the level of the relative risk for socioeconomic status: relative risks for mortality and morbidity tend to be higher when average mortality and morbidity are lower¹¹. And one study found that countries with the lowest mortality rates in children under 5 years had the highest relative inequalities and the lowest absolute inequalities in mortality¹². Likewise, declines in total mortality among adults in various European populations between the 1980s and 1990s were accompanied by increasing relative inequalities in mortality¹³.

Nevertheless, Mackenbach has pointed out that larger health inequalities are not a mathematical necessity when population health improves⁵. Furthermore, absolute inequalities in mortality have also increased in several countries despite the decrease mortality in the population¹³⁻¹⁵, and the pattern of between-country variation in absolute inequalities in mortality is largely similar to that of relative inequalities in mortality³, so that it is difficult to see how the 'mathematical artifact' could explain the variation in the magnitude of mortality inequalities. Perhaps the theory of 'mathematical artefact' has to be reformulated on the basis of new evidence about inequalities in mortality. For example, a study comparing seve-

ral European populations has shown much higher lifespan variation across countries among lower than among higher educated groups¹⁶. This finding suggests that, before trying to compare mortality inequalities across different populations, it is necessary to compare mortality rates by socioeconomic group.

Given that possible importance of mortality rates in each socioeconomic group, as explanation for the variation in mortality inequalities across populations, the objective of the present study is to estimate the magnitude of mortality inequalities in the 17 regions of Spain and to evaluate whether regional variations in mortality inequalities are related to the mortality rates in different socioeconomic groups.

MATERIAL AND METHODS

The source for the data was the cohort of the entire Spanish population at the time of the 2001 census and followed up for mortality over 7 years and 2 months. The data were compiled by the National Institute of Statistics and based on individual census records linked to the national population register and the national mortality register using personal identifiers. Deaths refer to persons who died between 1 November 2001 –the date of the census – and 31 December 2008 – the end of the follow-up period. The National Institute of Statistics provided the investigators with the final data file after eliminating information referring to personal characteristics to guarantee protection of confidentiality. The 2001 population census was made up of 40,844,371 persons, but 1.7% of these were excluded from the follow-up cohort due to lack of information in either the population register or the death register. The contribution to the risk of death of 395,675 persons was censored during follow-up because they moved out of Spain and no information could be obtained on their vital status (alive or deceased) after they left the country.

This study included subjects whose age range is similar to that used in several international comparative studies – persons who were between 30 and 74 years of age on the date of the census. In total, we included 157 million person-years and 1,052,532 deaths. Besides age, other variables collected in the census and used in this study were sex, region of residence and educational level. Educational level refers to the highest academic degree completed by the subject. All analyses were made separately for men and women.

Age-adjusted mortality rates were first estimated for those with low and high education, using the European standard population. The low- education group comprised persons up to low secondary level, and the high-education group included those with upper secondary level or higher education. We then calculated a measure of absolute inequalities -the mortality rate difference- and a measure of relative inequalities -the mortality rate ratio- between the low- and high-education groups and their 95% confidence intervals by stratified analysis¹⁷.

The regions were ordered by their mortality rate in low and high education, and the median value of mortality inequalities was calculated for the five regions with the highest and lowest mortality rates and for the remaining seven regions with intermediate mortality rates. We also calculated the relation of mortality rates with mortality rate difference and with mortality rate ratio, using Pearson's correlation coefficient.

RESULTS

Table 1 presents the number of person-years of follow-up, the number of deaths and the age-standardised mortality by region.

Table 2 show the mortality rate differences and the mortality rate ratios by region ranked according to the age-standardized mortality rate in low education group. The five regions with the lowest and highest mortality rates had, respectively, the lowest and highest median value for mortality rate difference and mortality rate ratios.

Table 1
Person-years, number of deaths and age-standardised mortality rate per 100,000 person-years in each Spanish region. Men and women aged 30 to 74 years at start of follow-up. Spain, 2001-2008

Region	Women			Men		
	Person-years of Follow-up	Deaths	Mortality rate	Person-years of Follow-up	Deaths	Mortality rate
Andalusia	13,863,109	69,345	454.7	13,103,739	127,369	1003.4
Aragon	2,415,043	11,196	368.3	2,366,192	21,719	826.3
Asturias	2,274,825	11,002	383.7	2,081,207	22,529	980.2
Balearic Islands	1,616,381	6,767	402.2	1,584,469	13,140	898.1
Basque Country	4,379,206	18,127	361.7	4,156,111	38,771	906.6
Canary Islands	3,205,650	14,282	455.9	3,130,150	26,419	968.5
Cantabria	3,411,238	15,635	354.9	1,051,454	9,621	887.7
Castille & Leon	4,909,814	21,892	348.1	4,842,471	43,915	801.5
Castille-Mancha	3,411,238	15,635	367.4	3,379,450	29,009	788.7
Catalonia	12,708,676	55,398	380.5	12,041,791	106,089	871.2
Extremadura	1,974,316	10,244	412.4	1,939,662	20,002	954.9
Galicia	5,565,862	26,420	379.5	5,103,688	51,479	907.6
Madrid	10,872,954	40,452	352.0	9,749,964	74,436	810.2
Murcia	2,199,845	10,097	417.3	2,114,634	18,357	903.0
Navarra	1,095,341	4,166	333.7	1,093,702	8,646	779.8
Rioja	545,269	2,137	329.9	547,148	4,666	803.0
Valencia	8,257,892	38,964	416.2	7,845,031	72,227	916.9

Women				Men			
Region	Mortality rate ¹	Rate difference IC 95% ²	Rate ratio IC 95%	Region	Mortality rate ¹	Rate difference IC 95% ²	Rate ratio IC 95%
La Rioja	337	11 (-38—60)	1.03 (0.89—1.20)	Castille-La Mancha	812	98 (67—129)	1.14 (1.09—1.19)
Navarra	346	55 (25—85)	1.19 (1.08—1.31)	La Rioja	831	55 (-10—121)	1.07 (0.99—1.16)
Castille & León	361	51 (36—66)	1.16 (1.11—1.22)	Basque Country	831	220 (199—240)	1.28 (1.25—1.32)
Madrid	365	46 (37—54)	1.14 (1.11—1.17)	Navarra	837	179 (138—220)	1.27 (1.20—1.35)
Cantabria	367	25 (-8—59)	1.07 (0.97—1.18)	Castilla & León	849	167 (147—187)	1.25 (1.21—1.28)
Median value		46 (37—54)		Median value		167 (147—187)	1.25 (1.21—1.28)
Castille- La Mancha	376	102 (79—126)	1.37 (1.26—1.49)	Aragon	872	136 (106—165)	1.18 (1.14—1.23)
Basque Country	378	51 (35—68)	1.16 (1.10—1.22)	Madrid	898	218 (205—230)	1.32 (1.30—1.34)
Aragon	380	56 (33—78)	1.17 (1.09—1.26)	Catalonia	939	230 (218—243)	1.32 (1.30—1.35)
Galicia	390	67 (51—83)	1.21 (1.15—1.27)	Murcia	954	231 (196—265)	1.32 (1.26—1.38)
Catalonia	396	76 (67—85)	1.24 (1.20—1.27)	Balearic Islands	960	257 (222—292)	1.37 (1.30—1.43)
Asturias	398	65 (42—87)	1.19 (1.12—1.28)	Galicia	964	229 (208—250)	1.31 (1.28—1.35)
Balearic Islands	417	100 (73—127)	1.31 (1.21—1.43)	Valencia	967	217 (200—234)	1.36 (1.33—1.38)
Median value		67 (51—83)	1.21 (1.15—1.27)	Median value		229 (208—250)	1.32 (1.30—1.35)
Extremadura	423	126 (51—83)	1.43 (1.29—1.58)	Cantabria	968	268 (226—310)	1.38 (1.31—1.46)
Murcia	428	91(61—120)	1.27 (1.16—1.38)	Extremadura	992	210 (168—251)	1.27 (1.20—1.34)
Com. Valenciana	431	108(95—120)	1.33 (1.28—1.38)	Canary Islands	1,034	283 (255—311)	1.38 (1.33—1.43)
Andalucía	467	119(108—130)	1.34 (1.30—1.39)	Asturias	1,059	271 (240—301)	1.34 (1.30—1.39)
Canarias	473	133(112—155)	1.39 (1.31—1.48)	Andalusia	1,063	279 (265—293)	1.36 (1.33—1.38)
Median value		119 (108—130)	1.34 (1.30—1.39)	Median value		271 (240—301)	1.36 (1.33—1.38)

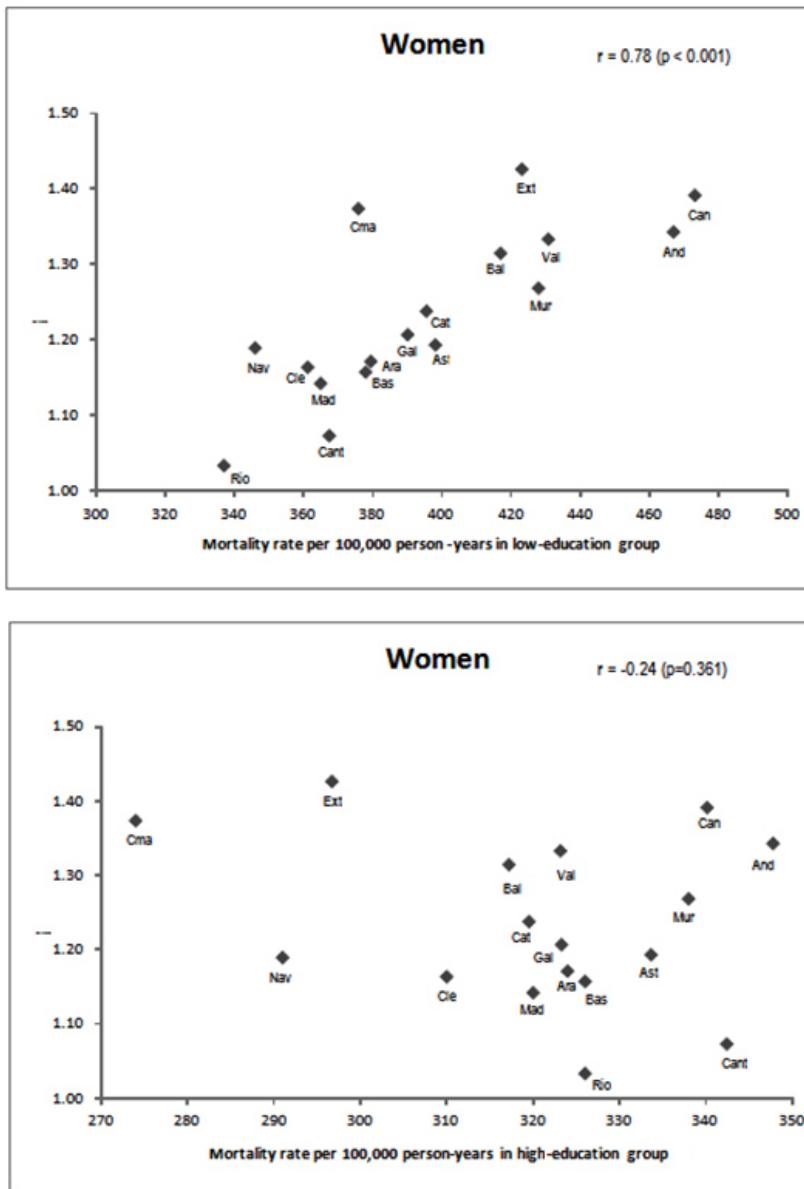
¹Mortality rate by 100.000 persons-years. ²Mortality rate in low-educational group minus mortality rate in high-educational group expressed as deaths per 100.000 person-year at risk.

Table 3
Rate difference and rate ratio in Spanish Regions ranked according to the age standardized mortality rate in high education group in women and men. Sapin, 2001-2008

Women				Men			
Region	Mortality rate ¹	Rate difference IC 95% ²	Rate ratio IC 95%	Region	Mortality rate ¹	Rate difference IC 95% ²	Rate ratio IC 95%
Castille-La Mancha	274	102 (79—126)	1.37 (1.26—1.49)	Navarra	658	179 (138—220)	1.27 (1.20—1.35)
Navarra	291	55 (25—85)	1.19 (1.08—1.31)	Madrid	681	218 (205—230)	1.32 (1.30—1.34)
Extremadura	297	126 (96—157)	1.43 (1.29—1.58)	Castilla & León	682	167 (147—187)	1.25 (1.21—1.28)
Castilla & León	310	51 (36—66)	1.16 (1.11—1.22)	Cantabria	700	268 (226—310)	1.38 (1.31—1.46)
Balearic Islands	317	100 (3—127)	1.31 (1.21—1.43)	Balearic Islands	702	257 (222—292)	1.37 (1.30—1.43)
Median value		100 (73—127)	1.31 (1.21—1.43)	Median value		218 (205—230)	1.32 (1.30—1.34)
Cataluña	320	76 (67—85)	1.24 (1.20—1.27)	Cataluña	709	230 (218—243)	1.32 (1.30—1.35)
Madrid	320	46 (37—54)	1.14 (1.11—1.17)	Castille-La Mancha	714	98 (67—129)	1.14 (1.09—1.19)
Valencia	323	108 (95—120)	1.33 (1.28—1.38)	Murcia	723	231 (196—265)	1.32 (1.26—1.38)
Galicia	323	67 (51—83)	1.21 (1.15—1.27)	Galicia	735	229 (208—250)	1.31 (1.28—1.35)
Aragon	324	56 (33—78)	1.17 (1.09—1.26)	Aragón	736	136 (106—165)	1.18 (1.14—1.23)
La Rioja	326	11 (-38—60)	1.03 (0.89—1.20)	Valencia	750	217 (200—234)	1.36 (1.33—1.38)
Basque Country	326	51 (35—68)	1.16 (1.10—1.22)	Canary Islands	751	283 (255—311)	1.38 (1.33—1.43)
Median value		56 (33—78)	1.17 (1.09—1.26)	Median value		229 (208—250)	1.32 (1.26—1.38)
Asturias	334	65 (42—87)	1.19 (1.12—1.28)	Basque Country	772	220 (199—240)	1.28 (1.25—1.32)
Murcia	338	91 (61—120)	1.27 (1.16—1.38)	La Rioja	776	55 (-10—121)	1.07 (0.99—1.16)
Canarias	340	133 (112—155)	1.39 (1.31—1.48)	Extremadura	782	210 (168—251)	1.27 (1.20—1.34)
Cantabria	342	25 (-8—59)	1.07 (0.97—1.18)	Asturias	784	279 (265—293)	1.36 (1.33—1.38)
Andalusia	348	119 (108—130)	1.34 (1.30—1.39)	Andalusia	789	271 (240—301)	1.34 (1.30—1.39)
Median value		91 (61—120)	1.27 (1.16—1.38)	Median value		220 (199—240)	1.28 (1.25—1.32)

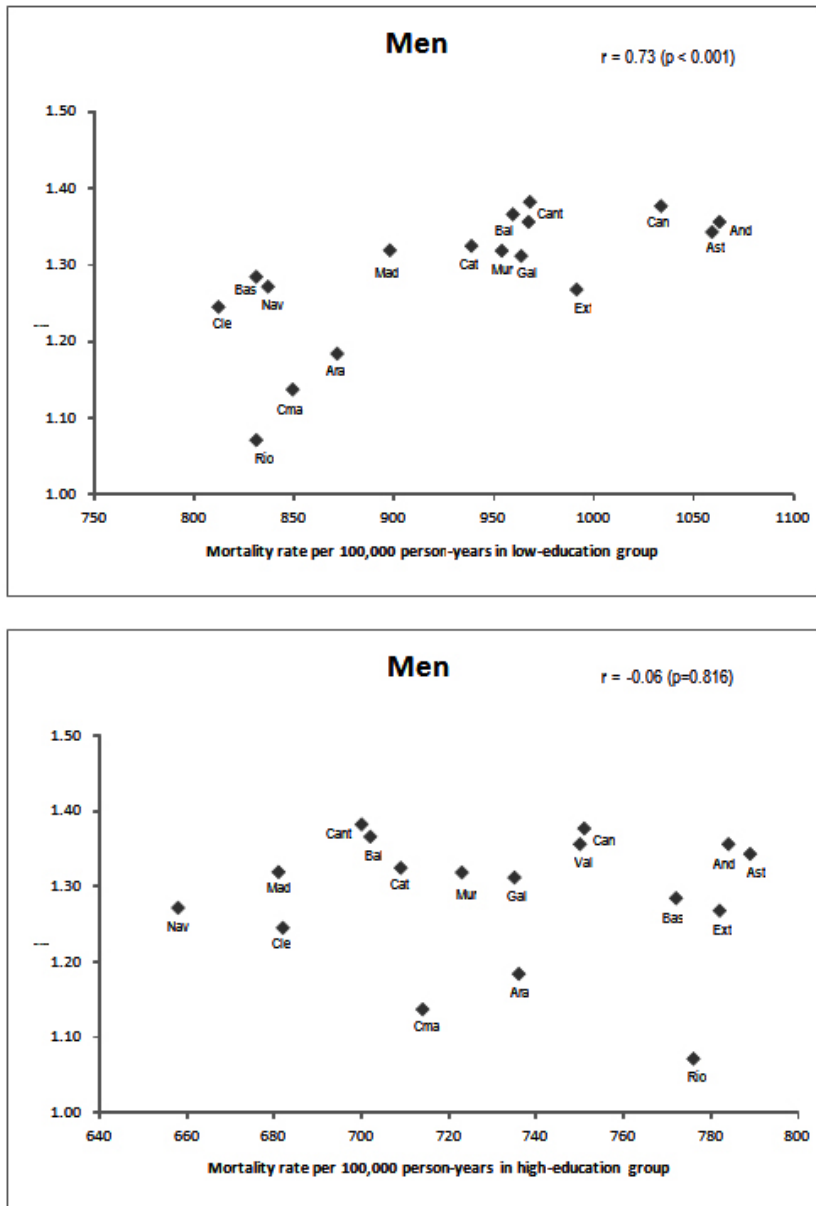
¹Mortality rate by 100,000 persons-years. ²Mortality rate in low-educational group minus mortality rate in high-educational group expressed as deaths per 100,000 person-year at risk.

Figure 1
Pearson correlation coefficients of mortality rate in low education and high education groups with mortality rate ratio in women



The Regions are Andalusia (And), Aragon (Ara), Asturias (Ast), Balearic Islands (Bal), Basque Country (BC), Canary Islands (Can), Cantabria (Cant), Castilla & León (Cle), Castilla-La Mancha (Cma), Catalonia (Cat), Extremadura (Ext), Galicia (Gal), Madrid (Mad), Murcia (Mur), Navarra (Nav), La Rioja (Rio) y Valencia (Val).

Figure 2
Pearson correlation coefficients of mortality rate in low education and high education groups with mortality rate ratio in men



The Regions are Andalusia (And), Aragon (Ara), Asturias (Ast), Balearic Islands (Bal), Basque Country (BC), Canary Islands(Can), Cantabria (Cant), Castilla & León (Cle), Castilla-La Mancha (Cma), Catalonia (Cat), Extremadura (Ext), Galicia (Gal), Madrid (Mad), Murcia (Mur), Navarra (Nav), La Rioja (Rio) y Valencia (Val).

In the case of women, in the regions with lowest mortality, the mortality rate difference varied between 11 and 55 per 100,000 person-years, and the mortality rate ratio between 1.03 and 1.19. In the regions with highest mortality, the mortality rate difference varied between 91 and 133 per 100,000 person-years, and the mortality rate ratio between 1.27 and 1.43.

In the case of men, in the regions with the lowest mortality, the mortality rate difference varied between 98 and 218 per 100,000 person-years, and the mortality rate ratio between 1.07 and 1.32. In the regions with the highest mortality, the mortality rate difference varied between 210 and 283 per 100,000 person-years, and the mortality rate ratio between 1.27 and 1.38.

Table 3 show the mortality rate differences and the mortality rate ratios by region ranked according to the age-standardized mortality rate in high education group. It was no observed a clear pattern in the median values for mortality rate difference and mortality rate ratios according the magnitude of mortality rate. The five regions with the lowest mortality rate in women, and the seven regions with the intermediate mortality rates in men, had the highest median value for mortality rate difference. The seven regions with the intermediate mortality rate in women, and the five regions with the highest mortality rates in men, had the lowest median value for mortality rate ratio.

In the case of women, in the regions with lowest mortality, the mortality rate difference varied between 51 and 126 per 100,000 person-years, and the mortality rate ratio between 1.16 and 1.43. In the regions with highest mortality, the mortality rate difference varied between 25 and 133 per 100,000 person-years, and the mortality rate ratio between 1.07 and 1.39.

In the case of men, in the regions with the lowest mortality, the mortality rate di-

fference varied between 167 and 268 per 100,000 person-years, and the mortality rate ratio between 1.25 and 1.38. In the regions with the highest mortality, the mortality rate difference varied between 55 and 279 per 100,000 person-years, and the mortality rate ratio between 1.07 and 1.36.

The correlation coefficients of mortality rate in low education group with mortality rate difference was 0.87 ($p < 0.001$) in women and 0.81 ($p < 0.001$) in men, whereas the coefficients of mortality rate in high education group with mortality rate difference was -0.07 ($p = 0.775$) in women and 0.10 ($p = 0.708$) in men. And similar findings were observed with the mortality rate ratios, as it is shown in figures 1 and 2: significance correlation coefficient of mortality rate ratio with mortality rate in low education group, but not with mortality rate in high education group.

DISCUSSION

Our findings show that the magnitude of mortality inequalities by education in the regions of Spain is related with the mortality rate in persons with low education. In general, the higher the mortality rate, the higher relative and absolute inequalities in mortality.

Similar results can be obtained if we analyze the findings of comparative studies of inequalities in mortality in several European populations¹⁸. For example, if we estimate the correlation coefficients between mortality rates and inequalities in mortality in a study that compared 16 populations, in women the coefficients between the mortality rate in low education group and absolute and relative inequalities are 0.89 and 0.79, respectively, while the coefficients between the mortality rate in high education group and absolute and relative inequalities are 0.53 and 0.35, respectively. And similar results can be obtained in men.

The greatest variation from one place to another in the mortality rate in people with low education level, with respect the variation in the mortality rate in people with high education level, is responsible for these findings. In the present study, the coefficient of variation in the mortality rate in people with low educational level is 9.9% in women and 8.4% in men, while the coefficient of variation in the mortality rate in people with high level of education is 6.0% in women and 5.5% in men. Likewise, an another study comparing mortality by educational level in 10 European countries also found more variation across countries in lifespan in groups with less as opposed to those with more education¹⁶. And, as in the present study, countries where people with low education had lower mortality showed lower socioeconomic inequality in lifespan.

Some authors have noted that comparison of the magnitude of mortality inequalities across countries, especially by mortality rate ratios, does not permit us to obtain reasonably valid conclusions about the possible impact of welfare policies^{6,19-20}. According these authors, the Nordic countries, with a long tradition in such policies, have lower absolute inequalities in mortality but higher relative inequalities in mortality, as compared with other European populations. So, for them what is most important is the cross-national variation in mortality rates in low socioeconomic groups, and not the magnitude of mortality inequalities per se, since the level of mortality in less-privileged groups is likely to be related to how well the welfare policy is able to buffer and compensate for inequalities generated in the market. However, estimates of mortality rates in comparative international do not support this explanation. Except for Sweden, the mortality rate in low socioeconomic groups was higher in Finland, Denmark and Norway than in other European populations²¹. The regional variation

in mortality inequalities found in our study also fails to support this theory, since the study subjects were exposed throughout their lives to the same social policies established by the central government. Although implementation of some social policies was gradually transferred to the regions during the last decades of the 20th century, it is unlikely that the regional variation found in our results could be attributed to regional variation in the management of health or education services since that time.

Although the findings do not support welfare policies to explain variation the magnitude of inequalities in mortality, the similarity of the pattern of inequalities in mortality, when comparing the Spanish regions and when comparing different European populations, suggests that some regional and country-specific circumstances are responsible for the low or high mortality in people with low education. Today these unusual circumstances are unknown. Meanwhile, mortality in higher educated would be less dependent on regional and country-specific circumstances. Probably people with more education are better able to access a wide variety of material and non-material resources that allow them to optimise their health and, to some degree, extend their lives to reach the uppermost age limits.

In the interpretation of our findings is necessary to consider that the data used in this study come from a large national prospective study including all persons living in Spain in 2001. This has allowed for the first time comparing mortality inequalities in seventeen populations using the same source of data. Use of education has made it possible to compare our results with the results of international studies in European populations, as this is the indicator of socioeconomic position most used. The education as an indicator of socioeconomic position has several advanta-

ges. For example, unlike occupational class, education allows classification of individuals who do not work. Furthermore, level of education is acquired early in life, which makes it unlikely that low socioeconomic position is the result of poor health.

Several authors have commented on the difficulty of interpreting temporal and geographic variations in mortality inequalities⁸⁻¹⁰ due to a mathematical artefact: the lower the underlying rate, the larger the relative inequality and the smaller the absolute inequality in mortality. However, our findings show that if we take into account the mortality rate in the low socioeconomic group, the pattern of relative and absolute inequalities in mortality shows the same relation with that mortality rate.

In summary, our findings show that the variation in the magnitude of inequalities in mortality, from one place to another, can be explained by the greatest variation in mortality in subjects with low socioeconomic position, with respect the variation in mortality rate in subjects with high socioeconomic position, and suggest the need to reformulate the theory of 'mathematical artefact' as explanation of that variation in the inequalities in mortality.

BIBLIOGRAFÍA

1. Mackenbach JP, Kunst AE, Cavelaars AEJM, et al. Socioeconomic inequalities in morbidity and mortality in Western Europe. *Lancet*. 1997;349:1655-9.
2. Huisman M, Kunst E, Bopp M, et al. Educational inequalities in cause-specific mortality in middle-aged and older men and women in eight western European populations. *Lancet*. 2005;365: 493-500.
3. Mackenbach JP, Stirbu I, Roskam A-JR et al. Socioeconomic inequalities in health in 22 European countries. *N Engl J Med*. 2008;358:2468-81.
4. Bambra C. Health inequalities and welfare state regimes: theoretical insights on a public health 'puzzle'. *J Epidemiol Community Health*. 2011; 65:740-745.
5. Mackenbach JP. The persistence of health inequalities in modern welfare states: the explanation of a paradox. *Soc Sci Med*. 2012;75:761-9.
6. Vågerö D, Erikson R. Socioeconomic inequalities in morbidity and mortality in Western Europe. *Lancet*. 1997; 350:516.
7. Scanlan J P. Race and mortality. *Society*. 2001; 37: 29-35.
8. Scanlan J P. Can we actually measure health disparities? *Chance*. 2006; 19: 47-51.
9. Keppel K, Pamuk E, Lynch J, et al. Methodological issues in measuring health disparities. *Vital Health Stat* 2. 2005 ;141: 1-16.
10. Scanlan J. Measuring health disparities. *J Public Health Manag Pract*. 2006; 12:296.
11. Eikemo T A, Skalicka V, Avendano M. Variations in relative health inequalities: are they a mathematical artefact? *Int J Equity Health*. 2009; 8: 32.
12. Houweling TAJ, Kunst A E, Huisman H et al. Using relative and absolute measures for monitoring health inequalities: experiences from cross-national analyses on maternal and child health. *Int J Equity Health*. 2007; 6: 15.
13. Mackenbach J P, Bos V, Andersen O et al. Widening socioeconomic inequalities in mortality in six Western European countries. *Int J Epidemiol*. 2003; 32: 830-837.
14. Valkonen T, Martikainen P, Jalovaara M et al. Changes in socioeconomic inequalities in mortality during an economic boom and recession among middle-aged men and women in Finland. *Eur J Public Health*. 2000; 10: 274-280
15. Strand B H, Groholt E K, Steingrimsdottir O A et al. Educational inequalities in mortality over four decades in Norway: prospective study of middle aged men and women followed for cause specific mortality, 1960-2000. *BMJ*. 2010; 340: c654
16. van Raalte AA, Kunst AE, Deboosere P et al. More variation in lifespan in lower educated groups: evidence from 10 European countries. *Int J Epidemiol*. 2011; 40:1703-14.
17. Greenland S, Rothman KJ. Introduction to stratified analysis. In: Rothman KJ, Greenland S (eds). *Modern Epidemiology*. Philadelphia: Lippincott Williams & Wilkins; 1998.p.253-280.
18. Department of Public Health. Tackling health inequalities in Europe: an integrated approach (EUROTHINE). Final Report. Rotterdam: Erasmus MC; 2007.p. 85-104.
19. Boström G, Rosén M. Measuring social inequalities in health--politics or science? *Scand J Public Health*. 2003;31:211-5.

20. Lundberg O. Commentary. Politics and public health — some conceptual considerations concerning welfare state characteristics and public health outcomes. *Int J Epidemiol.* 2008; 37: 1095-1105.

21. Stirbu I, Kunst AE, Bopp M et al. Educational inequalities in avoidable mortality in Europe. *J Epidemiol Community Health.* 2010; 64:913-20.

ORIGINAL

INCIDENCIA HOSPITALARIA, TENDENCIA Y DISTRIBUCIÓN MUNICIPAL DEL CÁNCER DE PRÓSTATA EN EL ÁREA DE SALUD DE LEÓN (1996-2010)

Vicente Martín Sánchez (1,2,3), Miguel García-Sanz (4), Lidia García-Martínez (3), Marbella del Canto Cabero (4), Francisco Campanario-Pérez (4), Paquita González Sevilla(1,5), Lorena Estévez Iglesias (6), Emiliano Honrado Franco (7), Ana Cuesta-Díaz de Rada (7), Fructuoso García Díez (4) y Gonzalo López-Abente (2,8).

(1) Grupo de Investigación en Interacciones gen-ambiente y salud. Universidad de León. León. España.

(2) CIBER Epidemiología y Salud Pública (CIBERESP). España.

(3) Área de Medicina Preventiva y Salud Pública. Departamento de Ciencias Biomédicas. Universidad de León. León. España.

(4) Servicio de Urología. Complejo Asistencial Universitario de León. León. España.

(5) Área de Fisiología. Departamento de Ciencias Biomédicas. Universidad de León. León. España.

(6) Registro Hospitalario de Tumores. Servicio de Anatomía Patológica. Complejo Asistencial Universitario de León. León. España.

(7) Servicio de Anatomía Patológica. Complejo Asistencial Universitario de León. León. España.

(8) Unidad de Epidemiología Ambiental y Cáncer. Instituto de Salud Carlos III – ISCIII. Madrid. España.

(* La investigación fue financiada parcialmente por el Grupo 12 del CIBER Epidemiología y Salud Pública (CIBERESP). España.

Los autores declaran que no existen conflictos de intereses.

RESUMEN

Fundamentos. El cáncer de próstata (CaP) es el de mayor incidencia entre los varones y sin embargo se conoce muy poco sobre sus factores de riesgo. El presente artículo tiene por objetivo conocer la incidencia hospitalaria, tendencia y distribución municipal del CaP en el área de salud de León (ASL).

Métodos. Fueron incluidos los casos nuevos de cáncer de próstata (CIE-9: 185, CIE-10: C61) del registro hospitalario de tumores del Complejo Asistencial Universitario de León, entre 1996 y 2010 en sujetos con residencia en el ASL. Se calcularon las incidencias hospitalarias brutas trienales y ajustadas a población mundial y europea. Como denominador se utilizaron los datos del Instituto Nacional de Estadística de población desagregada por grupos quinquenales de edad de residentes en municipios del ASL. Para el análisis de la distribución espacial se estimaron los riesgos relativos (RR) municipales suavizados mediante el ajuste del modelo de Besag, York y Mollie y sus probabilidades posteriores de que los RR fuesen > 1 (PP), utilizando métodos bayesianos.

Resultados: Se incluyeron 3.366 casos. Las tasas estandarizadas con población europea ascendieron de 30,3 (1996-98) a 119,0 (2008-2010) casos nuevos por 100.000 hombres. El número de casos órgano-confinados pasó de 281 (1999-2001) a 999 (2008-2010). Las determinaciones de PSA ascendieron de 30.985 (1999-2001) a 117.396 (2008-2010).

Conclusiones: Se observó un gran incremento de la frecuencia de CaP a expensas de los casos órgano-confinados, que correlacionan muy bien con las determinaciones de PSA llevadas a cabo en el ASL. No hubo diferencias de interés en la distribución municipal de las incidencias.

Palabras clave: Cáncer de próstata. Estudio de incidencias. Tendencias. Sistema de información geográfico.

Correspondencia

Vicente Martín
Grupo de Investigación en Interacciones Gen-Ambiente y Salud.
Facultad de Ciencias de la Salud. Universidad de León.
Campus de Vegazana s/n.
24071 LEÓN
Teléfono y fax: 987 29 31 10.
vmars@unileon.es

DOI:

ABSTRACT

Hospital incidence, Trends and Municipal Distribution of Prostate Cancer in Health Area of León, Spain (1996-2010)

Background: Prostate cancer (PC) is the most prevalent among men and yet its risk factors are little known. This article aims to determine the hospital incidence, trend and municipal distribution of PC in Health Area of León (HAL).

Methods: We included new cases of prostate cancer (ICD-9: 185, ICD-10: C61) enrolled in the Hospital Tumor Registry of the Complejo Asistencial Universitario de León, between 1996 to 2010 with residence in HAL. We calculated crude triennial hospital incidences and adjusted at global and European population. As denominator we used the INE population data disaggregated by five-year age groups of residents in municipalities of the HAL. To analyze the spatial distribution, we estimated municipal relative risks (RR) smoothed by fitting the Besag, York and Mollie model and the posterior probability (PP) of $RR > 1$ using Bayesian methods.

Results: 3,366 cases were included. Standardized rates at European population amounted of 30.3 (1996-98) to 119.0 (2008-2010) new cases per 100,000 men. The number of organ-confined cases were increased from 281 (1999-2001) to 999 (2008-2010). PSA determinations amounted from 30,985 (1999-2001) to 117 396 (2008-2010).

Conclusions: A great increase was observed in the frequency of PC at the expense of organ-confined cases which correlate very well with PSA determinations performed in HAL. There were no differences of interest in the municipal distribution incidences.

Keywords: Prostate cancer. Incidence study. Trends. Geographic information system.

INTRODUCCIÓN

El cáncer de próstata (CaP) es la segunda neoplasia más frecuente en el varón por incidencia y la quinta por causa de muerte a nivel mundial, estimándose en más de 1,1 millones los nuevos casos y en más de 300.000 las muertes en 2012¹. La incidencia de este tumor presenta una gran variabilidad geográfica, dándose la más elevada en las zonas más desarrolladas (Australia, Nueva Zelanda, EE.UU y Europa del Oeste) aunque la mortalidad es más frecuente en el Caribe y algunas zonas de África. En el caso de la Unión Europea (UE-28) el CaP es el primer tumor en incidencia en los varones y el tercero en mortalidad, con más de 360.000 casos nuevos y 72.000 muertes estimadas en 2012¹. Nuestro país presenta una tasa de incidencia intermedia y de las más bajas en mortalidad en el contexto europeo, habiéndose producido 6.038 defunciones en 2012 y estimándose en 28.000 los casos nuevos¹. En nuestro país se observa un marcado incremento en la incidencia desde el uso extendido del antígeno prostático específico (PSA) mientras que la mortalidad está disminuyendo un 3,6% anual desde 1998^{2,3}.

A pesar de su importancia para la salud pública, son pocos los factores de riesgo bien establecidos para el CaP y ninguno modificable (edad, raza y antecedentes familiares), si bien se considera que el CaP tiene un carácter multifactorial dónde las interacciones entre la carga genética, el estilo de vida y los factores endocrinos están en el origen y la gravedad y/o agresividad de este tumor⁴⁻⁷. También se ha advertido sobre la posible asociación de este tumor con ciertas ocupaciones, en especial las que favorecen el contacto con pesticidas⁶. Sin embargo su patrón geográfico de distribución tumor es poco informativo y apenas se ha modificado en los últimos decenios⁷.

Por todo ello el estudio tuvo por objetivo conocer la incidencia hospitalaria, su tendencia y la distribución geográfica del CaP en el área de salud de León.

MATERIAL Y MÉTODOS

Se diseñó un estudio observacional descriptivo utilizando los datos del Registro Hospitalario de Tumores del Complejo Asistencial Universitario de León (CAULE), hospital de referencia del Área de Salud de León, la cual tiene una población de unos 350.000 habitantes. Este registro se guía por el Manual de procedimientos en los Registros Hospitalarios de Tumores de la Sociedad Española de Anatomía Patológica⁸ e incorpora información desde 1993, codificando los diagnósticos según la Clasificación Internacional de Enfermedades (CIE-9, CIE-10).

En el estudio se incluyeron todos los diagnósticos registrados de neoplasia maligna de próstata (CIE-9: 185, CIE-10: C61) desde el 1 de enero de 1996 hasta el 31 de diciembre de 2010, en varones con residencia en cualquier municipio del área de salud de León, según la tarjeta sanitaria. Al objeto de evitar duplicidades y evitar errores en el domicilio de residencia, se comprobaron individualmente todos los casos seleccionados y se revisaron las coincidencias en fecha de nacimiento, número de historia o documento nacional de identidad. Así mismo se comprobó la coincidencia entre la residencia reflejada en la ficha de admisión con la referida en la tarjeta sanitaria.

Los tumores se diferenciaron en locales, regionales, metastásicos y desconocidos, atendiendo a los criterios de la clasificación TNM de 2009⁹.

Para el cálculo de las tasas se utilizó como denominador la población registrada por el Instituto Nacional de Estadística por municipios, desagregada por sexo y edad (grupos quinquenales de edad). Se calcularon las tasas estandarizadas con la población mundial y con la europea. Con el fin de reducir la variabilidad anual se calcularon las tasas brutas y estandarizadas por trienios (de 1996 a 1998, de 1999 a 2001, de 2002 a 2004, de 2005 a 2007 y de 2008 a 2010).

A través de los registros del Servicio de Análisis Clínicos se obtuvieron las cifras globales de peticiones procesadas de la determinación de antígenos prostático específico (PSA) desde el año 1999 hasta el 2010, agrupándose posteriormente en los trienios anteriormente descritos.

Las tasas de mortalidad fueron obtenidas del servidor interactivo de información epidemiológica del Centro Nacional de Epidemiología¹⁰. Debería ser la referencia número 10 .

Se estudió la distribución por municipios calculándose las razones estandarizadas de incidencia hospitalaria, definidas como el cociente entre los casos observados y los esperados. Para el cálculo de los casos esperados se tomaron como referencia las tasas específicas de cada grupo de edad para el conjunto del Área de Salud. Para cada municipio se efectuó una estimación de los riesgos relativos (RR) municipales suavizados mediante el ajuste del modelo de Besag-York y Mollié (BYM)¹¹. Este modelo se ha popularizado como la forma estándar para la elaboración de mapas de enfermedades, ya que resuelve de una forma muy eficiente el problema de las “áreas pequeñas”. Se basa en el ajuste de modelos espaciales de Poisson con

los casos observados como variable dependiente, los esperados como *offset* y dos términos de efectos aleatorios: 1) uno que es independiente para cada municipio y que representa la heterogeneidad municipal y 2) un término espacial que permite que cada municipio comparta su información promediándola con la de sus municipios vecinos, utilizando el criterio vecindad como adyacencia de contornos municipales. Estos riesgos relativos (RR) suavizados y sus probabilidades posteriores (PP) de que los RR fueran mayores de 1¹² se estimaron mediante métodos bayesianos empleando *integrated nested Laplace approximation* utilizando (R-INLA)¹³ con el programa R¹⁴.

RESULTADOS

Se incluyó a 3.366 varones residentes en municipios del Área de Salud de León diagnosticados entre el 1 de enero de 1996 y el 31 de diciembre de 2010. Del total, 3.115 (92,6%) de los casos fueron diagnosticados mediante biopsia.

La edad de los sujetos varió desde los 31 años hasta los 110, con una edad media en los tumores localizados de 76,4 años, en los

Figura 1
Tasas de incidencia de cáncer de próstata ajustadas a población europea por 100.000 hombres en el Área de Salud de León (1996-2010).
Grupos de edad en años cumplidos y tasas específicas en cada uno de ellos

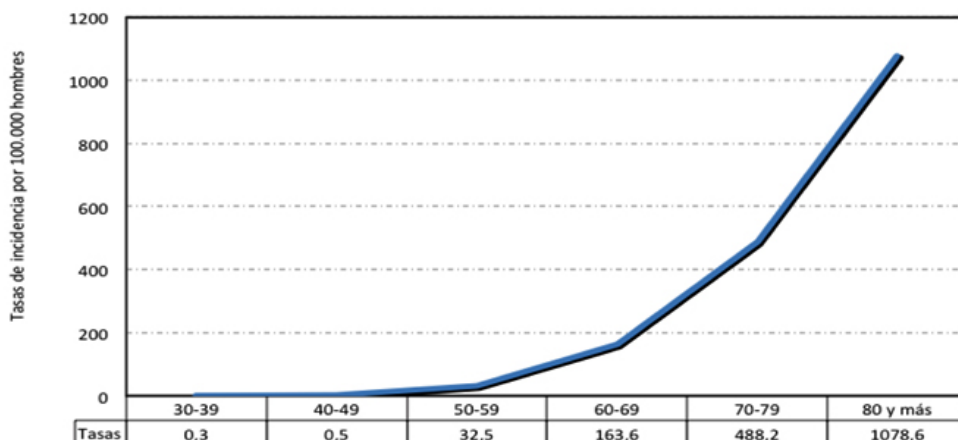


Tabla 1
Distribución de los casos de cáncer de próstata, población, tasas brutas y tasas ajustadas según trienio en el área de salud de León (1996-2010)

Trienio	Casos	Población	Tasas por 100.000		
			Bruta	EPE ¹	EPM ²
1996-98	290	526.329	55,1	30,3	16,6
1999-01	472	515.405	91,6	44,6	24,3
2002-04	597	508.107	117,5	52,3	29,6
2005-07	864	512.088	168,7	78,5	47,6
2008-10	1143	516.266	221,4	119,0	77,8

¹ EPE: a población europea; ²EPM a población mundial.

Figura 2
Distribución de las tasas de incidencia y mortalidad, ajustadas a población europea y determinaciones de PSA llevadas a cabo en el área de salud de León por trienio

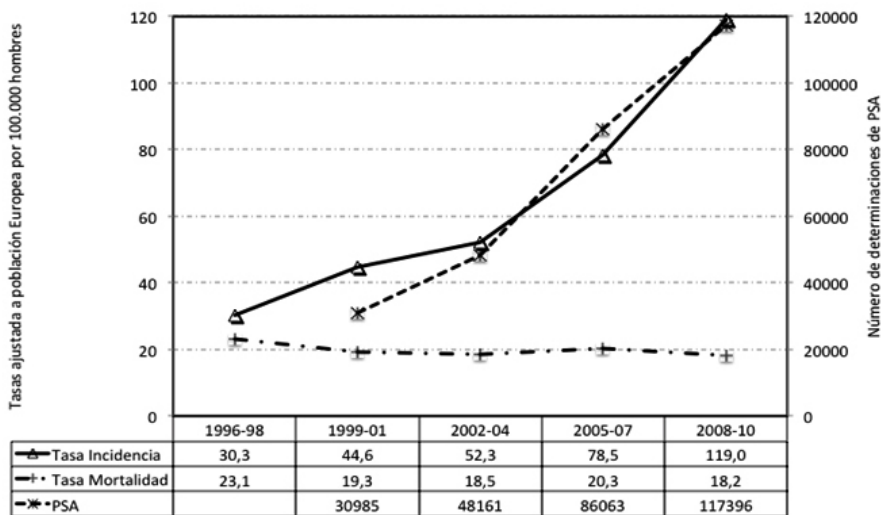
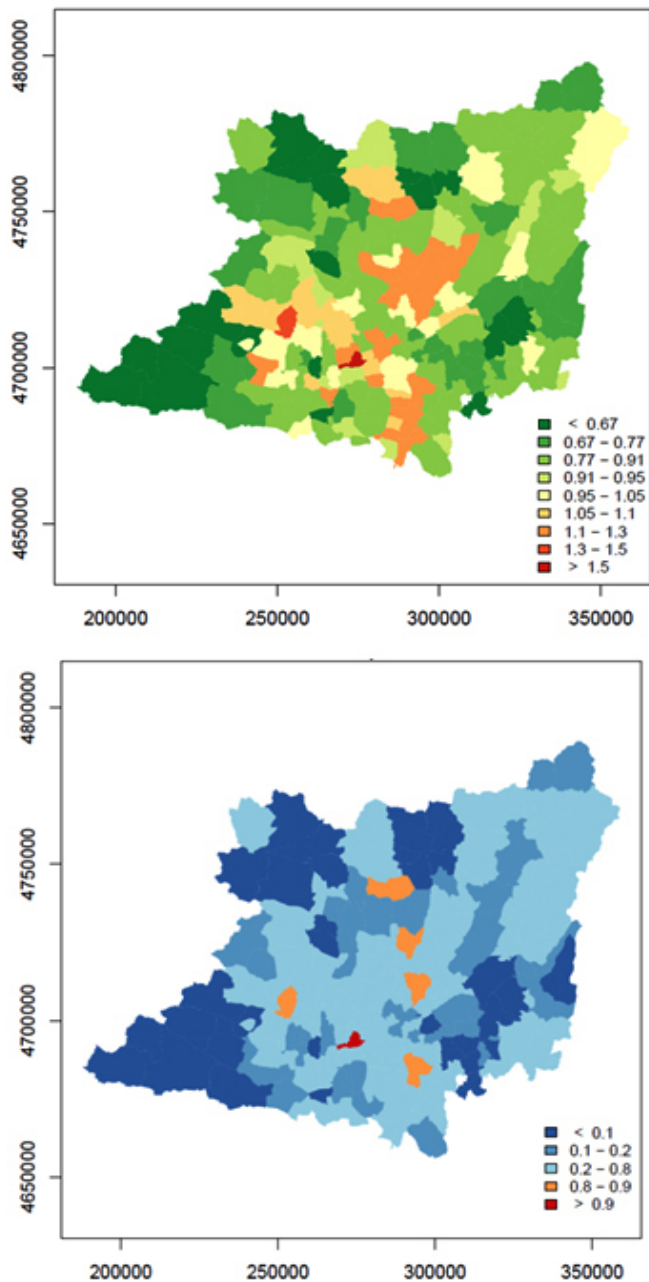


Tabla 2
Distribución de los casos de cáncer de de próstata según estadio clínico y trienio de diagnóstico en el área de salud de León (1996-2010)

Estadio	Trienio									
	1996-98		1999-01		2002-04		2005-07		2008-10	
	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%
Localizado	116	40,0	281	59,5	359	60,1	597	69,1	999	87,4
Regional	25	8,6	29	6,1	23	3,9	12	1,4	77	6,7
Metastásico	71	24,5	69	14,6	89	14,9	90	10,4	58	5,1
Desconocido	78	26,9	93	19,7	126	21,1	165	19,1	9	0,8
Total	290		472		597		864		1.143	

Figura 3
Distribución de los riesgos relativos municipales suavizados y la probabilidad postprueba



regionales de 75,1 años, en los metastásicos de 78,2 y en los desconocidos de 83,0 años. En la **figura 1** se pueden observar las tasas por grupos de edad.

En la **tabla 1** se puede observar, por trienios, la distribución de los casos y tasas, brutas y ajustadas. De menos de 100 casos anuales y una tasa ajustada con la población europea de 30,3 casos nuevos por 10⁵ hombres y año en el trienio 1996-1998 se pasó a 380 casos al año y unas tasas ajustadas con población europea de 119 casos nuevos por 10⁵ hombres y año en el trienio 2008-2010.

Como se puede observar en la **figura 2**, el incremento observado en las tasas de incidencia hospitalaria se correlacionó de una manera muy clara con el número de determinaciones de PSA llevadas a cabo en el área de salud, de manera que por cada cien determinaciones se registró un caso de CaP. Por el contrario, las tasas de mortalidad de la provincia mostraron una tendencia ligeramente decreciente, desde 23,1 muertes por 100.000 hombres y año en el trienio 1996-1998 a 18,2 muertes por 100.000 hombres y año en el trienio 2008-2010, es decir, un descenso del 21 % entre el primer y el último trienio.

En la **tabla 2** se puede observar cómo el incremento en el número de casos fue a costa de los casos localizados, desde 38,7 casos al año en el primer trienio se alcanzaron los 333 anuales durante el último. Del mismo modo se puede observar cómo el número de casos metastásicos se mantuvo estable a lo largo de los quince años, en torno a 70 casos en cada trienio.

Con relación a la distribución geográfica de los casos se observaron cuatro zonas geográficas con un mayor riesgo: zona de la Sobarriba – Porma, Esla- Páramo, Tuerto-Órbigo y Bernesga, destacando Santa María del Páramo donde se observó un riesgo relativo de 1,51 y una PP de 0,94 (**figura 3**).

DISCUSIÓN

En el Área de salud de León se observa un notable incremento tanto del número de casos de CaP como de la tasa de incidencia, que prácticamente se han cuadruplicado desde el trienio 1996-1998 al 2008-2010. Este incremento se produce fundamentalmente a expensas de los casos órgano-confinados y se correlaciona muy bien con el incremento del número de determinaciones analíticas de PSA llevadas a cabo en el Área. Este incremento en la incidencia no se ve acompañado de un aumento en la mortalidad, ya que la tasa de mortalidad por CaP presenta una ligera tendencia descendente en la provincia.

Estos hallazgos son congruentes con lo observado por otros autores, que atribuyen el importante incremento de la incidencia al uso extendido de la prueba de PSA^{2,15,16}. Como es sabido, la extensión de la determinación de PSA como prueba de cribado es un tema controvertido, ya que al incrementar el sobrediagnóstico no se ve un efecto claro sobre la mortalidad específica y tiene efectos negativos sobre la calidad de vida de los pacientes^{16,17}.

El incremento de la incidencia observado en nuestro área de salud es muy superior a lo indicado por otros autores. En los registros españoles se ha informado de un incremento anual en España del 7,3% entre 1990 y 2004² y en Cataluña del 6,3% entre 1993 y 2007¹⁸. Una posible explicación a este incremento, por encima de lo publicado por otros autores, es el retraso en la realización de las pruebas de PSA como cribado oportunista en nuestro área de salud. Esta explicación se ve reforzada por el hecho de que en el quinquenio 1995-99 la incidencia por 100.000 hombres, en los registros españoles oscilaba entre el 40,5 de Granada y el 83,7 de Canarias, con una incidencia global media de 63,1. Estas cifras son muy superiores a las encontradas en nuestro registro para esas fechas (30,3). Del mismo modo, en el quinquenio 2000-2004 la tasa de los registros españoles osci-

laba entre el más bajo de Granada (49,1) y el más elevado del País Vasco (104,8) y la incidencia global media era de 86,6 mientras que en nuestra área de salud se encontraba en la zona baja de la tabla (52,3). Finalmente, nuestras cifras de incidencia en el último trienio (119) son incluso superiores a las comunicadas para el año 2012 para España (96,8 nuevos casos por 100.000 hombres) o las publicadas por Cózar para el año 2010 (70,8)¹⁷.

La tasa de mortalidad en la provincia es similar a la comunicada para España entre 2002 y 2006 (19,8)¹⁹ ó en 2012. Lo mismo sucede con la tendencia, nuestros datos son también consistentes con los de la literatura, se observa un moderado descenso de la misma, debido fundamentalmente a las mejoras tanto en el diagnóstico como en el tratamiento, lo que se traduce en unas elevadas tasas de supervivencia a los cinco años. Así, la supervivencia a los 5 años se incrementó desde el 75,3% durante el período 1995–1999 hasta el 85,0 % durante el período 2000–2003, según Marcos-Grajera²⁰ o entre el 73,7% en el quinquenio 1995-1999 al 87,1% en el quinquenio 2005-2009 según el estudio Concord-2²¹. Sin embargo, el descenso observado es inferior al publicado para España entre 1997 y 2006 (-3,7% anual)² o Cataluña (-2,9%)¹⁸ y más cercano al descenso observado en Andalucía para ese período (-1,8%) que el observado en Navarra (-8,8%).

Con relación a las características de los casos, se pone de manifiesto lo observado en otros estudios, en los que el incremento de casos es achacable al incremento de los casos localizados. También se observa cómo el número de casos metastásicos se mantiene relativamente estable. El porcentaje de pacientes con enfermedad localizada en el último trienio (87,4%) es muy similar al publicado por Cózar et al.¹⁷ y ligeramente superior al encontrado en Estados Unidos (81%)²². El porcentaje de casos metastásicos es similar al de los estudios anteriores del 4% y en nuestro caso del 5%^{17,22}.

Con relación al patrón municipal observado no es particularmente notable, tal y como sucede con el del mapa de mortalidad elaborado por López Abente a nivel nacional⁷. Esto es explicable porque ninguno de los factores de riesgo descritos se relaciona territorialmente (susceptibilidad genética, las hormonas, la dieta o el consumo de productos lácteos). En nuestro caso destaca la mayor incidencia detectada en cuatro zonas con un mayor riesgo: zona de la Sobarriba-Porma, Esla-Páramo, Tuerto-Órbigo y Bernesga, zonas dedicadas al primer sector (agricultura), si bien las diferencias observadas no pueden ser consideradas estadísticamente significativas ni relevantes. Diversos estudios han relacionado la incidencia de cáncer de próstata con la exposición a pesticidas y otros componentes a los que los agricultores y granjeros tienen contacto, como polvos orgánicos e inorgánicos, combustiones, fertilizantes químicos, etcétera. La relación de estos factores etiológicos con el cáncer de próstata es débil debido a la gran variedad de sustancias utilizadas y a la difícil discriminación de la diferencia en la exposición a estas sustancias entre quienes presentaron carcinoma de próstata y la población general.

La principal limitación de nuestros resultados radica en que la fuente de casos es un registro hospitalario y no un registro poblacional. Los registros de base poblacional recogen de forma sistemática y continuada todos los casos que van apareciendo en toda la población y utilizan sistemas de control de calidad que incluyen la exhaustividad y la exactitud. En el caso de los registros hospitalarios su objetivo y finalidad es evaluar la calidad de la asistencia a los pacientes diagnosticados de cáncer y/o atendidos en el hospital, pero en algunas circunstancias son también de utilidad para conocer la frecuencia anual de casos y su tendencia en función de las diferentes características de los pacientes⁸. Los registros hospitalarios, en comparación con los poblacionales, habitualmente subestiman el número de casos, en

mayor o menor medida, en función del nivel de cobertura del hospital y del acceso de la población de referencia²³. Ello viene dado por diversos factores como el número de hospitales en el área y el grado de cobertura del Servicio de Salud. En nuestro caso, el CAULE, es el único hospital del área de salud de León y el grado de cobertura del Servicio Castellano y Leonés de Salud (Sacyl) es superior al 94%^{24,25}. Todo ello permite pensar que son pocos los cánceres de próstata que no son diagnosticados o atendidos en el mismo. En cualquier caso, las tasas observadas sí nos pueden dar una idea de la incidencia mínima del área y de la tendencia temporal de la misma.

A modo de resumen podemos destacar que se aprecia un aumento exponencial en el diagnóstico de cáncer de próstata en el Área de Salud de León desde 1996 a 2010, a expensas fundamentalmente de tumores órgano-confinados. Dicho aumento puede corresponder a un mayor diagnóstico en relación con la difusión de la determinación del PSA en la población masculina. La tasa de mortalidad es acorde con la informada en nuestro país así como su tendencia ligeramente descendente. Diferentes zonas de la provincia destacan por una incidencia más acusada de esta patología, posiblemente relacionada con la ocupación laboral (primer sector, agricultura) sin poder determinarse dicha relación en el presente estudio.

AGRADECIMIENTOS

A la Dra. Teresa Ribas por sus consejos y por mantener vivo el registro hospitalario de tumores del Complejo Asistencial Universitario de León.

BIBLIOGRAFÍA

1. Ferlay J, Soerjomataram I, Ervik M, Dikshit R, Eser S, Mathers C, et al. GLOBOCAN 2012 v1.0, Cancer Incidence and Mortality Worldwide: IARC CancerBase No. 11. Lyon: International Agency for Research on Cancer; 2013. Disponible en: <http://globocan.iarc.fr>, accessed on 14/agosto/2014.

2. Larrañaga N, Galceran J, Ardanaz E, Franch P, Navarro C, Sánchez MJ et al. Prostate cancer incidence trends in Spain before and during the prostate-specific antigen era: impact on mortality. *Ann Oncol.* 2010; S3:iii83-89.

3. López-Abente G, Mispireta S, Pollán M. Breast and prostate cancer: an analysis of common epidemiological features in mortality trends in Spain. *BMC Cancer.* 2014; 14:874

4. Discacciati A, Wolk A. Lifestyle and dietary factors in prostate cancer prevention. *Recent Results Cancer Res.* 2014; 202:27-37.

5. Schaid DJ, Stanford JL, McDonnell SK, Suuriniemi M, McIntosh L, Karyadi DM, et al. Genome-wide linkage scan of prostate cancer Gleason score and confirmation of chromosome 19q. *Hum Genet.* 2007; 121: 729-735.

6. Alavanja MC, Bonner MR. Occupational pesticide exposures and cancer risk: a review. *J Toxicol Environ Health B Crit Rev.* 2012;15(4):238-63.

7. López-Abente G, Aragonés N, Pérez-Gómez B, Pollán M, García-Pérez J, Ramis R, et al. Time trends in municipal distribution patterns of cancer mortality in Spain. *BMC Cancer.* 2014;14:535.

8. Grupo Nacional Multidisciplinar de Registros Hospitalarios de Tumores. Manual de procedimientos en los Registros Hospitalarios de Tumores. Málaga: Sociedad Española de Anatomía Patológica; 2007.

9. Sobin LH, Gospodariwicz M, Wittekind C (editors). TNM classification of malignant tumors. UICC International Union Against Cancer. 7th ed. Wiley-Blackwell, 2009.

10. servidor interactivo de información epidemiológica (Ariadna). Madrid: Instituto de Salud Carlos III. Disponible en: <http://ariadna.cne.isciii.es/>

11. Besag J, York J, Mollié A. Bayesian image restoration, with two applications in spatial statistics. *Ann Inst Stat Math.* 1991; 43:1-59.

12. Richardson S, Thomson A, Best N, Elliott P. Interpreting posterior relative risk estimates in disease-mapping studies. *Environ Health Perspect* 2004; 112(9): 1016-25.

13. Rue H, Martino S, Chopin N. Approximate Bayesian Inference for Latent Gaussian Models Using Integrated Nested Laplace Approximations. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B.* 2009; 61: 319-392.

14. R Development Core Team. R: A language and environment for statistical computing. Disponible en: <http://www.R-project.org/>.

15. Neppl-Huber C, Zappa M, Coebergh JW, Rapiti E, Rachtan J, Hollecsek B, et al. Changes in incidence, survival and mortality of prostate cancer in Europe and the United States in the PSA era: additional diagnoses and avoided deaths. *Ann Oncol.* 2012;23:1325-34.
16. Kim EH, Andriole GL. Prostate-specific antigen-based screening: controversy and guidelines. *BMC Med.* 2015;13:61.
17. Cózar JM, Miñana B, Gómez-Veiga F, Rodríguez-Antolín A, Villavicencio H, Cantalapiedra A, et al. Registro nacional de cáncer de próstata 2010 en España. *Actas Urol Esp.* 2013;37(1):12-19.
18. Cleries R, Esteban L, Borrás J, Marcos-Gragera R, Freitas A, Carulla M et al. Time trends of cancer incidence and mortality in Catalonia during 1993–2007. *Clin Transl Oncol.* 2014; 16:18–28.
19. Cabanes A, Pérez-Gómez B, Aragonés N, Pollán M, López-Abente G. La situación del cáncer en España, 1975-2006. Madrid: Instituto de Salud Carlos III;2009.
20. Marcos-Gragera R, Salmerón D, Izarzugaza I, Ardanaz E, Serdà BC, Larrañaga N. Trends in prostate cancer survival in Spain: results from population-based cancer registries. *Clin Transl Oncol.* 2012; 14:458-464.
21. Allemani C, Weir HK, Carreira H, Harewood R, Spika D, Wang XS, et al. Global surveillance of cancer survival 1995-2009: analysis of individual data for 2566887 patients from 279 population-based registries in 67 countries (CONCORD-2). *Lancet.* 2015;385:977-1010.
22. Howlader N, Noone AM, Krapcho M, Neyman N, Aminou R, Waldron W, et al. SEER Cancer Statistics Review, 1975-2008. MD: National Cancer Institute Bethesda; 2011.
23. Bernal-Delgado EE, Martos C, Martínez N, Chirlaque MD, Márquez M, Navarro C, et al. Is hospital discharge administrative data an appropriate source of information for cancer registries purposes? Some insights from four Spanish registries. *BMC Health Serv Res.* 2010 ;10:9.
24. Naveiro JC, Peral A, Díez A, González FA, Burón JL. Incidencia y riesgo de cáncer en el área sanitaria de León. *Oncología.* 2001; 24:21-28.
25. García Martínez L, Pollán Santamaría M, López-Abente G, Sánchez Jacob MM, García Palomo A, González Martínez R, et al. Tendencia y distribución municipal de la incidencia de cáncer de mama en el área de salud de León (1996-2010). *Rev Esp Salud Pública.* 2014; 88:1-9.

ORIGINAL**ADAPTACION Y VALIDACION AL ESPAÑOL DEL CUESTIONARIO DE PERCEPCION INFANTIL CPQ-Esp₁₁₋₁₄ EN POBLACION COMUNITARIA CHILENA****Loreto Núñez Franz (1), Ricardo Rey Clericus (2), Daniel Bravo- Cavicchioli (3), Patricia Jiménez del Río (4), Constanza Fernández Gonzalez (1) y Gloria Mejía Delgado (5).**

(1) Departamento de Salud Pública. Facultad de Ciencias de la Salud, Universidad de Talca, Talca, Chile

(2) Instituto CREAR-Concepción. Universidad San Sebastián. Chile.

(3) Departamento de Rehabilitación Bucomaxilofacial. Facultad de Ciencias de la Salud, Universidad de Talca. Talca. Chile.

(4) Departamento de Estomatología Pediátrica. Facultad de Ciencias de la Salud. Universidad de Talca. Talca. Chile.

(5) Centro Australiano de Investigación en Salud oral Poblacional (ARPOCH). Universidad de Adelaida. Australia.

RESUMEN

Fundamentos. Con el fin de medir de forma válida la calidad de vida relacionada con la salud oral en escolares, el objetivo de este trabajo fue adaptar y validar el CPQ₁₁₋₁₄ al español y confirmar los cuatro dominios de CPQ-Esp₁₁₋₁₄ en su versión completa y abreviada de 16 y 8 ítems.

Métodos. El instrumento fue traducido y adaptado al español, posteriormente fue administrado a 288 jóvenes de 12 años que asisten a escuelas públicas. Se realizó un examen bucodental para medir historia de caries con el índice CAOD. Se evaluó la estructura conceptual de las escalas con el análisis factorial y se evaluó la consistencia interna con Alpha de Crombach, estabilidad temporal test-retest con Coeficiente de correlación intraclass y la validez concurrente con la correlación del puntaje del CPQ-Esp₁₁₋₁₄ con la historia de caries.

Resultados: Las cinco medidas usadas para confirmar la estructura de los factores de la versión de 37 ítems mostraron valores fuera del rango de ajuste del modelo. La versión de 16 y 8 ítems presentó los indicadores dentro de valores que indican ajuste del modelo. La consistencia interna de la escala completa y versiones de 16 y 8 ítems medida con Alpha de Crombach fue mayor a 0,6. Todas las versiones tuvieron coeficiente de correlación intraclass superior a 0,81, excepto en subescala limitaciones funcionales de la versión a de 16 ítems. La correlación Rho de Spearman fue significativa entre CAOD y puntaje del cuestionario, excepto para síntomas orales de la versión total y la versión a y b de la escala de 16 ítems.

Conclusiones: la estructura hipotética de los factores fue confirmada por el AFC para las versiones de 16 y 8 ítems. La información que contiene los ítems de las versiones abreviadas permite medir la calidad de vida relativa a la salud en niños chilenos.

Palabras claves: Salud bucal. Calidad de vida. Estudios de validación. Cuestionarios.

Correspondencia

Loreto Núñez Franz
Avenida Lircay s/n Talca
Departamento de Salud Pública
Facultad de Ciencias de La Salud
Universidad de Talca
Talca, Chile
lnunezf@utalca.cl

ABSTRACT**Adaptation and Validation of the Spanish Version of Child Perception Questionnaire CPQ-Spn₁₁₋₁₄ in a Chilean Community Population**

Background: In order to validly measure the oral health related quality of life in school age children it is necessary to adapt and validate the CPQ 11-14 for Spanish language. To confirm the four domains of CPQ-Esp 11-14 for the full and abbreviated version of 16 and 8 items.

Methods: The instrument was translated into Spanish and culturally adapted. It was administered to 288 12 year-old children attending public schools. Dental caries experience was measure with the DMFT index. The conceptual structure of the scales was assessed by the AFC. It was also evaluated: internal consistency with Cronbach 's alpha, test- retest temporal stability with intraclass correlation coefficient, and concurrent validity with correlation of score CPQ-Esp 11-14 with caries experience.

Results: The five measures used to confirm the structure of the factors on the version of 37 items showed values outside the range of the model fit. Version 16 and 8 items obtained indicators within values indicating the model fit. The internal consistency of full scale and versions 16 and 8 items were measured with Cronbach Alpha wich was higher than 0.6. All versions had intraclass correlation coefficient above 0.81, except for functional limitations of the subscale version a of 16 items. The Rho Spearman correlation was significant between CAOD and the score the questionnaire, except for oral symptoms and full version b version of 16 items.

Conclusions: The hypothetical factor structure was confirmed by the CFA for 16 and 8 items versions. The information contained in abbreviated items allows measuring oral health related quality of life in Chilean children.

Keywords: Oral health. quality of life. Validation studies. Questionaires.

INTRODUCCIÓN

El impacto de las enfermedades bucodentales en la vida de las personas se ha convertido en un tópico importante de investigación en las últimas décadas. En los años 70 las medidas de enfermedades bucodentales eran la morbilidad y las dimensiones de funcionalidad no eran consideradas¹. El reconocimiento del carácter multidimensional de la salud ha contribuido a incorporar la dimensión psicosocial de la salud y enfermedad² por lo que la medición de la salud bucodental debe considerar la medición de la calidad de vida relacionada con salud oral². Por otra parte, lo que cada persona entiende por salud y calidad de vida varía según el contexto social, político y cultura³.

La calidad de vida relacionada con la salud oral (CVRSO) es un concepto multidimensional que indica en qué medida la vida diaria de una persona se ve afectada por alteraciones en su salud bucodental⁴. El Cuestionario de Percepción Infantil fue elaborado en Toronto, Canadá por Jokovic et al.⁵ y es conocido como CPQ₁₁₋₁₄ por sus siglas en inglés *Child Perception Questionnaire*. Este instrumento se compone de 37 ítems organizados en cuatro dimensiones: síntomas orales (SO), limitación funcional (LF), bienestar emocional (BE) y bienestar social (BS). Dada la extensión del instrumento se han desarrollado versiones abreviadas de 16 y 8 ítems usando el método de impacto del ítem y el método de regresión, lo que dio origen a las versiones ISF-16 (a) e ISF-8 (c) cuando se utilizó la metodología de impacto del ítem y la versión RSF-16(b) y RSF-8 (d) cuando se utilizó el método de regresión⁶. Las sigla ISF viene de la sigla en inglés *Impact Short Form* y las sigla RSF viene de *Regression Short Form*. Las letras entre paréntesis indican la denominación de las escalas en el presente trabajo.

El cuestionario completo fue validado en diversos países tales como Inglaterra⁷, Alemania⁸, Brasil⁹, Italia¹⁰, entre otros. A la fecha, no se encuentra validado al español.

Si bien el instrumento está validado en distintos países, la estructura de los factores también, denominada como variables no observables o dimensiones del instrumento, ha sido poco abordada¹¹, especialmente cuando se dispone de evidencia⁵⁻¹⁰ para formular hipótesis sobre la relación entre ítems y variables no observables, las que en el caso del CPQ₁₁₋₁₄ serían variables bucodentales que estarían relacionadas con la autopercepción de salud oral del sujeto al que se le aplica el cuestionario.

Dado que el CPQ₁₁₋₁₄ fue desarrollado en Canadá, es necesaria su validación cuando se desee aplicarlo en una población con lenguaje y cultura diferentes. Por otro lado, la validación de un instrumento preexistente es más costo efectiva al compararlo con el desarrollo de una nueva escala, con la ventaja adicional de permitir la comparación entre países, y por lo tanto culturas diferentes¹².

Los aspectos fundamentales que se deben evaluar en una validación son la consistencia interna (precisión de la escala basada en la intercorrelación de los ítems en un tiempo determinado), consistencia temporal (estabilidad del instrumento en el tiempo) y la validez concurrente o de constructo (evidencia que se puede interpretar el puntaje de la escala, basado en las implicancias teóricas de lo que se está midiendo)¹³.

El análisis factorial confirmatorio (AFC) se puede utilizar para confirmar la estructura de los factores entre los ítems del cuestionario (variables observables) y las variables latentes, es decir, los dominios de salud (variable no observable)¹⁴. La utilización del AFC es pertinente y recomendada para la validación o para la adaptación cultural de un instrumento¹³. En este contexto se debe establecer si las variables no observables (modelos de factor de primer orden) y los criterios observables (modelo de segundo orden) son apropiados. Que el modelo de factor de primer orden sea apropiado significa que los cuatro dominios están bien representados por los ítems de la

versión completa y las abreviadas, y lo apropiado del modelo de segundo orden significa que en conjunto la CVRSO está bien representada por los cuatro dominios (variables no observables).

El objetivo de este estudio fue adaptar y validar el CPQ₁₁₋₁₄ para población chilena y confirmar los cuatro dominios de CPQ-Esp₁₁₋₁₄ en su versión completa y abreviada de 16 y 8 ítems.

MATERIAL Y MÉTODOS

Diseño del estudio y población. Se realizó un muestreo por conveniencia. El tamaño muestral se calculó considerando 10 participantes por ítem¹⁵. De acuerdo a esto, el mínimo tamaño requerido fue de 370 participantes. Los participantes fueron adolescentes de 12 años, alumnos de Establecimientos Educativos Municipalizados (EEM) urbanos y rurales en la Región del Maule, Chile. Se seleccionó la capital regional para los EEM urbanos y tres comunas aledañas para los EEM rurales. La selección de las escuelas se realizó considerando que estuvieran en distintos sectores geográficos de la comuna y que tuvieran una población de niños de 12 años que satisficiera el cálculo del tamaño muestral. Se invitó a participar a todos los estudiantes de 12 años. A los alumnos incluidos en el estudio se les solicitó un consentimiento por escrito, mientras que sus tutores firmaron un consentimiento informado y un formulario para determinar el Nivel Socio-económico del hogar (NSE)¹⁶.

Recolección de datos. Se llevó a cabo entre junio y agosto de 2008. Los exámenes clínicos dentales se realizaron en el EEM por un examinador y un registrador, determinándose el índice de caries o CAOD que mide la historia pasada y presente de caries. En este índice, "C" representa a los dientes que con lesiones de caries cavitadas, "A" son los dientes obturados por caries, "A" los dientes ausentes por caries y "D" es la unidad de observación, es decir el diente. El índice individual se obtie-

ne con la sumatoria de sus componentes. Se realizó ejercicio de calibración intraexaminador obteniendo un coeficiente kappa de 0,945 para caries considerado como concordancia casi completa¹⁷. Los alumnos fueron examinados según el método propuesto por la OMS (1997)¹⁸.

El cuestionario CPQ-Esp₁₁₋₁₄ fue autoadministrado en la sala de clases. Este cuestionario consta de 37 ítems, 6 corresponden al dominio de síntomas orales (SO), 9 para limitaciones funcionales (LF), 9 para bienestar emocional (BE) y 13 para bienestar social (BS) (anexo 1). El cuestionario pregunta por eventos ocurridos en los últimos 3 meses como consecuencia de sus dientes, labios o maxilares. Cada respuesta se codificó en una escala Likert de 0 a 4, donde 0 es nunca, 1 es una o dos, 2 es a veces, 3 es frecuentemente y 4 es todos los días o casi todos los días⁵.

Cada participante recibió una copia de los resultados del examen, un cepillo dental y material educativo. Los niños que requerían atención de urgencia fueron derivados al centro de salud correspondiente. Este estudio fue aprobado por el comité de Ética de la Universidad de Talca.

Adaptación y traducción. El cuestionario fue traducido del inglés al español por un nativo de habla hispana de acuerdo a las recomendaciones de la literatura científica¹⁹, se probó su comprensión por un grupo de aproximadamente 10 jóvenes de 12 años, posteriormente fue traducido al inglés por un nativo de habla hispana con dominio del idioma inglés y comparado con la versión original por un odontólogo bilingüe que no conocía el instrumento original. La comparación de la versión original y la retrotraducción no evidenció problemas ni fue necesario realizar correcciones. Para evaluar la estabilidad temporal se solicitó a un grupo de jóvenes sin variación de su salud oral que contestaran nuevamente el cuestionario luego de dos semanas.

Procesamiento y análisis de datos: Para estudiar la validez de constructo del cuestionario se hizo un AFC, utilizando la versión 7 del programa Amos para Modelos de Ecuaciones Estructurales (*Structural Equation Modeling*: SEM) tanto de la versión completa de 37 ítems como de las dos versiones de 16 y dos de 8 ítems. Se consideró un buen ajuste del modelo cuando el χ^2 fue no significativa. Este índice evalúa el ajuste general del modelo y es una medida preliminar de utilidad en pruebas comparativas de modelos. No obstante, el test de χ^2 es sensible al tamaño muestral y tiende a ser significativo en casos con moderado a alto tamaño muestral¹⁵ por lo cual se consideraron cinco medidas de bondad de ajuste. La relación entre χ^2 y los grados de libertad (deben ser cercana a cero), los índices con sus siglas en inglés son los siguientes: Índice de Bondad de Ajuste (GFI, *Goodness-of-fit Index*), Índice de Ajuste Comparativo (CFI, *Comparative Fit Index*) y el Índice de Ajuste Normado (NFI, *Normed Fit Index*) (deben ser mayores a 0,95) y Error Medio Cuadrático de Aproximación (RMSEA, *Root Mean Square Error of Approximation*) (debe ser menor a 0,05). También se considera ajuste aceptable si la relación entre χ^2 /grados de libertad está entre 2 y 3; GFI, CFI y NFI están entre 0,90-0,95 y RMSEA está entre 0,05-0,08^{11,20}. Entonces, el modelo que presenta mayores valores de GFI, CFI y NFI simultáneamente con menores valores de RMSEA será el que se considere con mejor ajuste al compararlo con otros modelos. Estos indicadores evalúan la bondad de ajuste entre la matriz derivada de los datos y la matriz reproducida por el modelo. Se espera entonces que la diferencia entre las dos matrices no sea estadísticamente significativa.

Para analizar la consistencia interna de las diferentes versiones de las escalas abreviadas y la escala total se calculó el α de Cronbach, que se consideró adecuado cuando la correlación fue mayor que 0,6 en la investigación exploratoria²¹. Para estudiar

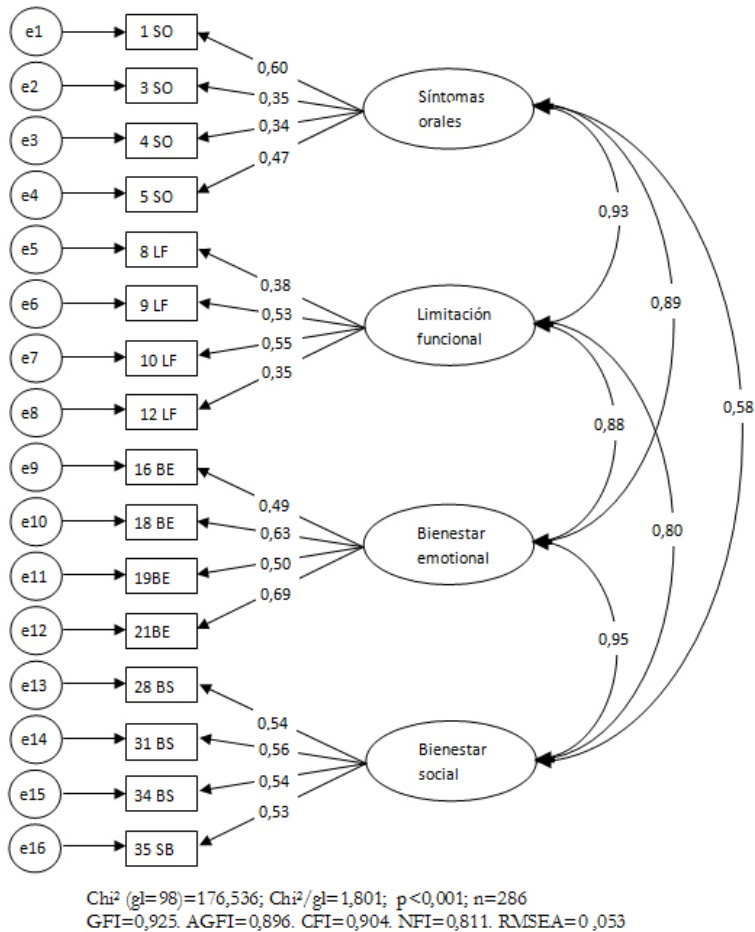
la estabilidad temporal se alculó el coeficiente de correlación interclase (CCI). Para estudiar la validez concurrente/constructo se hicieron correlaciones con Rho de Spearman entre los puntajes de cada una de las versiones con índice CAOD y por sus componentes. Estos análisis se realizaron con el software SPSS 14.0 (SPSS, Chicago, IL, EEUU).

RESULTADOS

Se obtuvo información de 288 participantes, dando una tasa de respuesta del 77,8%. No hubo información perdida. La representación gráfica (figuras 1, 2 y 3) es el modelo que evalúa el ajuste a los datos observados. Los cuadrados representan las variables observables (ítems del cuestionario). Las variables no observables o latentes se presentan como óvalos, es decir, las dimensiones del cuestionario. Los círculos, en frente de los ítems, representa el error que es la influencia de fuentes de variabilidad únicas asociadas a las variables observables. Las flechas unidireccionales que salen de las variables latentes a las observables representan un efecto causal de la variable latente sobre la observable. Las flechas curvas bidireccionales entre las variables latentes indican covarianza entre ellas, además se indica el valor de la covarianza.

Al evaluar la versión completa de 37 ítems (tabla 1), se observa en el modelo de primer y segundo orden que ninguno de los indicadores utilizados está dentro de los valores que indican un buen ajuste del modelo. Para las versiones a y b de 16 ítems (tabla 1), el modelo con cuatro dominios en primer orden, si se considera que la relación entre χ^2 /grados de libertad es cercana a 2, entonces RMSEA, GFI y CFI están dentro de los valores que indican un buen ajuste del modelo, siendo la versión b (figura 1) la que presenta mejor ajuste dado que presenta mayores valores de GFI, CFI y NFI, simultáneamente menores valores de RMSEA que los otros modelos. Para la versión

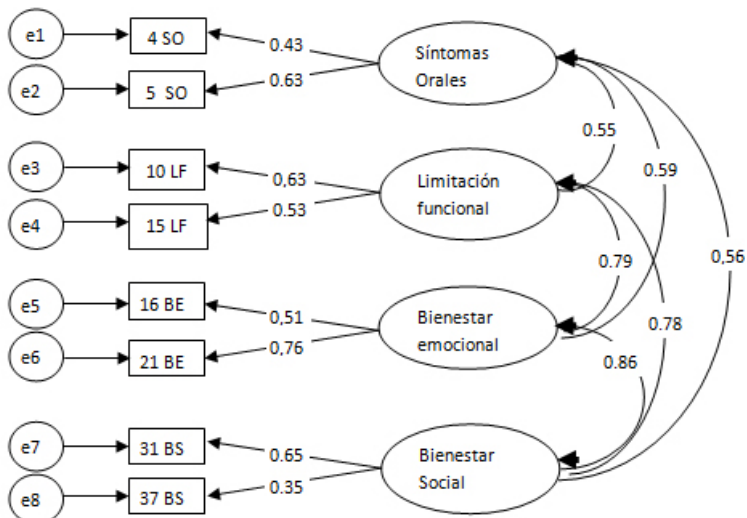
Figura 1
Análisis Factorial Confirmatorio de la versión (b) de 16 ítems,
utilizando Modelo de Ecuaciones Estructurales



c, de 8 ítems, al analizar el modelo con cuatro dominios en primer orden, todos los índices estuvieron dentro de los valores que indican un buen ajuste. Para la versión d, de 8 ítems, al analizar el modelo con cuatro dominios en primer orden, aunque χ^2 fue significativo, RMSEA, GFI y CFI estuvieron dentro de los valores que indican un buen ajuste del modelo. Siendo la versión c la que satisfizo todos los indicadores. No obstante, la versión d presentó también buen ajuste. En las escalas de 8 ítems la correlación entre las cuatro dimensiones de primer orden fueron altas de 0,55 a

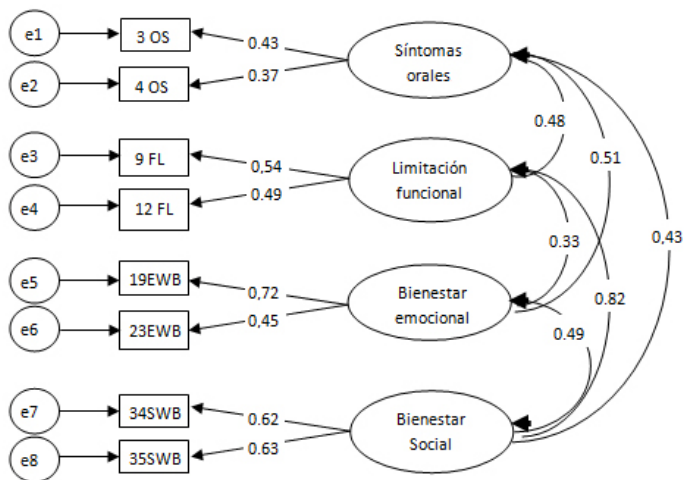
0,86 en la versión c (figura 2) y de 0,33 a 0,82 para la versión d (figura 3). Cuando se analizó la consistencia interna de las subescalas y la escala total, la versión de 37 ítems presentó valores de consistencia interna superiores a 0,6. En el caso de la versión a, de 16 ítems, sólo la subescala de bienestar emocional y la escala total presentaron valores de consistencia interna superiores a 0,6. En la versión b, de 16 ítems, las subescalas de bienestar emocional, bienestar social y la escala total presentaron valores de consistencia interna superiores a 0,6. Las dos versiones de 8 ítems

Figura 2
Análisis Factorial Confirmatorio de la versión (c) de 8 ítems,
utilizando Modelo de Ecuaciones Estructurales



$\chi^2 (gl=14) = 11,03; \chi^2/gl=0,788; p=0,684; n=286$
 $GFI = ,991; CFI =1,000; NFI = ,965; RMSEA=0 ,000$

Figura 3
Análisis Factorial Confirmatorio de versión (d) de 8 ítems
utilizando Modelo de Ecuaciones Estructurales



$\chi^2 (gl=14) = 29,8; \chi^2/gl= 2,128; p=0,008; n=286$
 $GFI = 0,974; CFI =0,920; NFI = 0,868; RMSEA=0,063$

Tabla 1								
Índices de ajuste de las subescalas y de la escala total del CPQ₁₁₋₁₄ y de las diferentes versiones propuestas del cuestionario (n=286)								
	χ^2	g.l.	$\chi^2/g.l.$	p	RMSEA	GFI	CFI	NFI
CPQ 11-14 (37 ítems)								
SO (6 ítems: 1 a 6)	21,93	9	2,437	0,009	0,071	0,974	0,918	0,873
LF (9 ítems: 7 a 15)	57,06	27	2,113	0,001	0,063	0,954	0,912	0,849
BE (9 ítems: 16 a 24)	123,35	27	4,568	< 0,0001	0,112	0,900	0,869	0,840
BS (13 ítems: 24 a 37)	195,52	65	3,008	< 0,0001	0,084	0,900	0,845	0,788
4 dominios (primer orden)	1205,30	623	1,935	< 0,0001	0,057	0,804	0,795	0,657
4 dominios (segundo orden)	1220,75	625	1,953	< 0,0001	0,057	0,803	0,790	0,652
CPQ 11-14 (16 ítems- a)								
SO(ítems: 1, 3, 4 y 5)	0,202	2	0,101	0,904	< 0,001	1,000	1,000	0,997
LF (ítems: 8, 10, 12 y 15)	5,201	2	2,601	0,074	0,075	0,991	0,952	0,929
BE (ítems: 16, 18, 19 y 21)	1,828	2	0,914	0,401	< 0,001	0,997	1,000	0,989
BS (ítems: 31, 34, 35 y 37)	6,891	2	3,445	0,032	0,093	0,988	0,940	0,921
4 dominios (primer orden)	167,14	98	1,705	< 0,0001	0,050	0,930	0,910	0,811
4 dominios (segundo orden)	186,29	100	1,863	< 0,0001	0,055	0,924	0,887	0,789
CPQ 11-14 (16 ítems- b)								
SO (ítems: 1, 3, 4 y 5)	0,202	2	0,101	0,904	< 0,001	1,000	1,000	0,997
LF(ítems: 8, 9, 10 y 12)	1,360	2	0,680	0,506	< 0,001	0,998	1,000	0,981
BE (ítems: 16, 18, 19 y 21)	1,828	2	0,914	0,401	< 0,001	0,997	1,000	0,989
BS (ítems: 28, 31, 34 y 35)	8,392	2	4,196	0,015	0,106	0,985	0,948	0,935
4 dominios (primer orden)	176,54	98	1,801	< 0,0001	0,053	0,925	0,904	0,811
4 dominios (segundo orden)	193,53	100	1,935	< 0,0001	0,057	0,920	0,885	0,793
CPQ 11-14 (8 ítems- c)								
4 dominios (primer orden)	11,03	14	0,788	0,684	< 0,001	0,991	0,991	0,965
4 dominios (segundo orden)	11,10	16	0,694	0,803	< 0,001	0,991	0,991	0,965
CPQ 11-14 (8 ítems- d)								
4 dominios (primer orden)	29,79	14	2,128	0,008	0,063	0,974	0,974	0,868
4 dominios (segundo orden)	11,19	16	0,699	0,798	< 0,001	0,991	0,991	0,965

presentaron una consistencia interna superior a 0,6 (tabla 2). Al evaluar la estabilidad temporal (test-retest) (tabla 2) todas las escalas mostraron CCI superiores a 0,81 exceptuando la subescala de limitaciones funcionales de la versión a de 16 ítems. Un valor de CCI > 0,81 representa un excelente nivel de concordancia entre las evaluaciones.

Cuando se analizó la validez concurrente, correlacionando puntaje total con CAOD y sus componentes se observó que las escalas totales y todas las subescalas, excepto síntomas orales, se correlacionaron de manera estadísticamente significativa con CAOD y con

“caries”. Ninguna versión de las escalas se correlacionó con “obturado”. Finalmente, sólo bienestar emocional de la escala total y limitaciones funcionales de la escala b de 16 ítems, se correlacionan con “ausente” (tabla 2).

No se observó un gradiente socioeconómico en la salud oral infantil al comparar el CAOD y nivel socioeconómico de la familia (tabla 2). Los grupos de nivel socioeconómico se compararon mediante la prueba Kruskal-Wallis, utilizando la U de Mann-Witney como prueba Post-Hoc y sólo hubo diferencia estadísticamente significativa ($p < 0,05$) entre los grupos media alta y media baja.

Tabla 2						
Validez concurrente (Rho de Spearman), consistencia interna (Alpha de Cronbach) y de estabilidad temporal (test retest) de la escala total del CPQ-Esp₁₁₋₁₄ y las versiones abreviadas propuestas del cuestionario (n=286)						
	Correlaciones Rho de Spearman				Alpha de Cronbach	Test retest CCI ¹
	CAOD	Caries	Ausentes	Obturados		
CPQ 11-14 (37 ítems)						
SO (6 ítems: 1 a 6)	0,109	0,048	0,060	0,012	0,633	0,874 ^e
LF (9 ítems: 7 a 15)	0,202 ^a	0,151 ^b	0,111	0,053	0,701	0,883 ^c
BE (9 ítems: 16 a 24)	0,185 ^a	0,162 ^a	0,123 ^b	0,007	0,830	0,875 ^c
BS (13 ítems: 24 a 37)	0,216 ^a	0,206 ^a	0,037	0,080	0,823	0,923 ^c
Escala total	0,225 ^a	0,183 ^a	0,104	0,050	0,723	0,934 ^c
CPQ-Esp₁₁₋₁₄ (16 ítems- a)						
SO (ítems: 1, 3, 4 y 5)	0,115	0,065	0,082	0,017	0,512	0,828 ^c
LF (ítems: 8, 10, 12 y 15)	0,255 ^a	0,173 ^a	0,115	0,064	0,513	0,774 ^c
BE (ítems: 16, 18, 19 y 21)	0,169 ^a	0,143 ^b	0,104	0,003	0,657	0,834 ^c
BS (ítems: 31, 34, 35 y 37)	0,186 ^a	0,137 ^b	-0,003	0,060	0,539	0,866 ^c
Escala total (16 ítems)	0,233 ^a	0,171 ^a	0,110	0,049	0,810	0,910 ^c
CPQ-Esp₁₁₋₁₄ (16 ítems- b)						
SO (ítems: 1, 3, 4 y 5)	0,115	0,065	0,082	0,017	0,512	0,828 ^c
LF (ítems: 8, 9, 10 y 12)	0,229 ^a	0,187 ^a	0,116 ^b	0,025	0,516	0,828 ^c
BE (ítems: 16, 18, 19 y 21)	0,169 ^a	0,143 ^b	0,104	0,003	0,657	0,834 ^c
BS (ítems: 28, 31, 34 y 35)	0,212 ^a	0,213 ^a	0,027	0,065	0,626	0,896 ^c
Escala total (16 ítems)	0,233 ^a	0,195 ^a	0,110	0,037	0,820	0,914 ^c
CPQ-Esp₁₁₋₁₄ (8 ítems- c)						
Escala total (ítems: 4, 5, 10, 15, 16, 21, 31, 37)	0,203 ^a	0,136 ^b	0,101	0,072	0,710	0,900 ^c
CPQ-Esp₁₁₋₁₄ (8 ítems- d)						
Escala total (ítems: 3, 4, 9, 12, 19, 21, 34, 35)	0,214 ^a	0,184 ^a	0,083	0,041	0,669	0,885 ^c

¹Coefficiente de correlación intraclase ^a p<0,01; ^b p <0,05; ^c p <0,001

Tabla 3			
Promedio COPD, según Nivel socioeconómico (n=285)			
Nivel socioeconómico	n	Promedio CAOD	DS
Alto	12	2,67	3,393
Medio alto	40	2,45	1,694
Medio	73	2,90	2,218
Medio bajo	123	3,50	2,884
Bajo	37	3,38	2,139

DISCUSIÓN

Los datos de este estudio muestran que el modelo de la escala completa no se ajusta bien a los datos, esto también se observa en cada uno de los dominios, lo que puede deberse, en parte, a que no se alcanzó el tamaño muestral requerido de 10 participantes por ítem o que alguno de los ítem de los cuatro dominios no son adecuados para los niños chilenos. Estos resultados son similares a los de un estudio realizado en niños de Hong-Kong, donde también se utilizó el AFC₁₁. No obstante, los autores reportaron que en el dominio de síntomas orales y limitación funcional los datos se ajustaban bien.

Al analizar las cuatro escalas cortas de CPQ-Esp₁₁₋₁₄ de 16 y 8 ítems todas se ajustan al modelo hipotético, siendo la escala de 16 ítems (b) ligeramente mejor. Las subescalas también mostraron buen ajuste. Este resultado es congruente con los reportado por Lau et al¹¹.

El CPQ-Esp₁₁₋₁₄ mostró ser válido en su consistencia interna (Alpha de Crombach), estabilidad temporal (test-retest) y validez de constructo (correlación con CAOD), incluso para la versión completa. No obstante, cuando se evaluó su equivalencia transcultural utilizando el AFC no pudo confirmarse la estructura de los dominios de la versión completa. En este estudio se pudo confirmar la estructura de los dominios para las versiones cortas, mostrando que las correlaciones de los dominios también pueden ser explicadas por el modelo de segundo orden representando así una medida de CVRSO, la cual es un concepto multifactorial en el que todos los factores están correlacionados. Asimismo, los ítems de las versiones cortas contienen información suficiente para evaluar la CVRSO en niños chilenos de la comunidad.

Las versiones cortas del CPQ-Esp₁₁₋₁₄ facilita su aplicación en el ambiente clínico, donde la opinión de los pacientes es nece-

saria para evaluar los resultados de la enfermedad y la atención clínica¹⁴, del mismo modo pueden ser aplicados en encuestas poblacionales, con el consiguiente ahorro de tiempo en comparación con las versiones completas de una encuesta. Además, reduce el esfuerzo que involucra la administración de las escalas, tanto para los sujetos que la contestan como para los que la administran. Este aspecto también se debe considerar al evaluar y elegir una escala¹³.

Por otro lado, contar con cuestionarios abreviados facilitará su incorporación en encuestas poblacionales, especialmente en niños, ya que en el caso específico de Chile existe limitada información relativa a su salud oral en encuestas poblacionales.

Dada la información que se recoge, el cuestionario debería ser adaptado semántica y lingüísticamente para distintas comunidades de habla hispana.

Una debilidad de este estudio es que ninguna de las formas cortas fue administrada de forma independiente. Los datos fueron recogidos utilizando solo la escala completa. La posibilidad es que los niños podrían responder de forma distinta cuando contestan la forma completa o la forma abreviada por separado. No obstante, esto parece poco razonable dado que se ha reportado en la literatura²³ que no existe diferencia estadísticamente significativa en la media de escalas completas y abreviadas cuando se administraron en conjunto y por separado.

AGRADECIMIENTOS

A la comunidad educativa de las escuelas participantes.

BIBLIOGRAFÍA

1. Cohen LK. The emerging field of oral health-related quality of life outcomes research, En Slade GD. Measuring oral health and quality of life. Chapel Hill, NC: University of North Carolina, Department of Dental Ecology; 1997. p. 1-10

2. The World Health Organization Quality of Life assessment (WHOQOL): Position paper from the World Health Organization. *Soc Sci Med.* 1995; 41:1403-9.
3. Locker D. Concepts of oral health, disease and the quality of life. En Slade GD. *Measuring oral health and quality of life.* Chapel Hill, NC: University of North Carolina, Department of Dental Ecology; 1997. p. 11-24
4. Locker D. Measuring oral health a conceptual framework. *Community Dent Health.* 1988; 5:5-13.
5. Jokovic A, Locker D, Stephens M, Kenny D, Tompson D, Guyatt G. Validity and reliability of a questionnaire for measuring child oral-health-related quality of life. *J Dent Res.* 2002; 81: 459-63
6. Jokovic A, Locker D, Guyatt G. Short forms of the Child Perceptions Questionnaire for 11–14-year-old children (CPQ11-14): development and initial evaluation. *Health Qual Life Outcomes.* 2006;4:4.
7. Marshman Z, Rodd H, Stern M, Mitchell C, Locker D, Jokovic A, et al. An evaluation of the Child Perceptions Questionnaire in the UK. *Community Dent Health.* 2005; 22:151-5.
8. Van der Meule M, John MT, Naeije M, Lobbezoo K, et al. The Dutch version of the Oral health profile (OHIP-NL): Translation, reliability and construct validity. *BMC Oral Health* [publicación periódica en línea]. 2008 [citado 26 diciembre 2013]. Disponible en: <http://biomedcentral.com/1472-6831/18/11>
9. Barbosa TS, Tureli MCM, Gavião MDV. Validity and reliability of the Child Perceptions Questionnaires applied in Brazilian children *BMC Oral Health.* 2009; 9:13.
10. Olivieri R, Ferro R, Benacchio L, Besostri A, Stellini E. Validity of Italian version of the Child Perceptions Questionnaire (CPQ₁₁₋₁₄). *BMC Oral Health* [publicación periódica en línea]. 2013 [citado 26 diciembre 2013]. Disponible en: <http://biomedcentral.com/1472-6831/13/55>
11. Lau AWH, Wong MCM, Lam KF, McGrath C. Confirmatory factor analysis on the health domains of the Child Perceptions Questionnaire. *Community Dent Oral Epidemiol.* 2009; 37: 163-70.
12. Sanchez R, Echeverry J. Validación de escalas de medición en salud. *Rev Salud Pública.* 2004; 6:302-18.
13. Scientific Advisory Committee of the Medical Outcomes Trust (SACMO). Assessing health status and quality-of-life instruments: Attributes and review criteria. *Qual Life Res.* 2002; 11:193-205.
14. Batista-Foget JM, Coenders G, Alonso J. Análisis factorial confirmatorio. Su utilidad en la validación de cuestionarios relacionados con la salud. *Med Clin (Barc).* 2004; 122 Supl 1:21-7.
15. Schreiber JM, Stage FK, King J, Barlow EA, King J. Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: a Review. *J Educ Res.* 2006; 6: 323-37.
16. ADIMARK. Mapa Socio Económico de Chile. Chile. 2003. Consultado el 4 de Abril 2008. Disponible en: http://www.adimark.cl/medios/estudios/Mapa_Socioeconomico_de_Chile.pdf
17. Rubio J, Robledo de Dios T, Llodra J, Salazar FS, Artazcoz Osés J, González Andrés VL, et al. Criterios Mínimos de los Estudios Epidemiológicos de Salud Dental en Escolares. *Rev Esp Salud Publica.* 1997; 71: 231-41.
18. Organización Mundial de la Salud. Encuestas de la Salud Bucodental. Métodos Básicos. Cuarta Edición. Ginebra: OMS; 1997.p.66.
19. Guillemín F, Bombardier C, Beaton D. Cross cultural adaptation of health-related quality of life measures: literature and proposed guidelines. *J Clin Epidemiol.* 1993; 46:1417-32.
20. González-Montesinos MJ, Backhoff E. Validación de un cuestionario de contexto para evaluar sistemas educativos con Modelos de Ecuaciones Estructurales. RELIEVE [publicación periódica en línea]. 2010 [citado 30 octubre 2013]; 1-17. Hallado en: http://www.uv.es/RELIEVE/v16n2/RELIEVEv16n2_1.htm
21. Hair J, Anderson R, Tatham R, Black W. Análisis Multivariante. Madrid: Pearson-Prentice Hall; 1999. p.105.
22. Landis JR, Koch GC: The measurement of observer agreement for categorical data. *Biometrics* 33:159–174, 1977
23. Schofield MJ, Mishra G. Validity of the SF-12 compared with the SF-16 Health Survey in pilot studies of the Australian Longitudinal Study on women's health. *J Health Psychol.* 1998, 3: 259-71.

Anexo 1						
Comparación de las escalas CPQ-ESP₁₁₋₁₄ totales, abreviadas de 16 y 8 ítems						
Dimensión	N°	Pregunta	16		8	
			a	b	c	d
Síntomas orales	1	Dolor en tus dientes, labios, mandíbulas o boca	x	x		
	2	Sangrado de las encías				
	3	Heridas en tu boca	x	x		x
	4	Mal aliento	x	x	x	x
	5	Comida atascada en o entre los dientes	x	x	x	
	6	Comida pegada en la parte de arriba de tu boca				
Limitación funcional	7	Respirado por tu boca				
	8	Demorado en comer más tiempo que otros	x	x		
	9	Tenido problemas para dormir		x		x
	10	Difícil morder o masticar alimentos, como manzanas, choclo en la coronta, o bistec	x	x	x	
	11	Difícil abrir grande la boca				
	12	Difícil decir alguna palabra	x	x		x
	13	Difícil comer alimentos que te gustaría comer				
	14	Difícil beber con una bombilla o pajita				
Bienestar emocional	15	Difícil beber o comer alimentos calientes o fríos	x		x	
	16	Sentido irritable, frustrado o mal genio	x	x	x	
	17	Sentido inseguro de ti mismo				
	18	Sentido tímido o avergonzado	x	x		
	19	Preocupado por lo que otros piensan acerca de tus dientes, labios, boca o maxilares	x	x		x
	20	Preocupado por no verte tan bien, como otros				
	21	Sentido molesto	x	x	x	x
	22	Sentido nervioso o temeroso				
Bienestar social	23	Preocupado de no ser tan saludable como otros				
	24	Preocupado por sentirte diferente a los demás				
	25	Faltado a la escuela a causa de dolor, por asistir a consulta con el dentista o por tener operaciones en tu boca				
	26	Tenido dificultades para prestar atención o concentrarte en la escuela				
	27	Tenido dificultades para hacer tus tareas				
	28	No deseado hablar o leer en voz alta en clases		x		
	29	Evitado participar en actividades como deportes, clubes, teatro, música, o viajes escolares				
	30	Deseado no hablar con otros niños				
	31	Evitado sonreír o reír cuando estás con otros niños	x	x	x	
	32	Tenido dificultad para tocar un instrumento musical, como la flauta, el clarinete, o la trompeta				
	33	No deseado pasar tiempo con otros niños				
	34	Discutido o peleado con otros niños o con tu familia	x	x		x
	35	Otros niños se han burlado de ti o te han puesto apodos	x	x		x
	36	Has sentido que otros niños te han dejado de lado				
	37	Otros niños te han hecho preguntas sobre tus dientes, labios, maxilares o boca	x		x	

ORIGINAL BREVE**INCIDENCIA Y MORTALIDAD POR INFARTO AGUDO DE MIOCARDIO EN LA POBLACIÓN MAYOR DE 60 AÑOS DEL ÁREA DE TARRAGONA(*)**

Angel Vila-Córcoles (1), M^a José Forcadell (1), Cinta de Diego (1), Olga Ochoa-Gondar (1), Eva Satué (1), Baltasar Rull (1), Luis Barnes (2) y Manel Jariod (3).

(1) Servicio de Atención Primaria “Camp de Tarragona”. Institut Català de la Salut. Tarragona.

(2) Departamento de Sistemas de Información. Hospital Santa Tecla. Tarragona.

(3) Departamento de Sistemas de Información. Hospital Universitario Joan XXIII. Tarragona.

(*) Este estudio estuvo financiado en parte con una beca del “Fondo de Investigación Sanitaria” del Instituto de Salud Carlos III (FIS 09/00043), del Ministerio de Economía y Competitividad y con una beca del Instituto de Investigación en Atención Primaria IDIAP Jordi Gol (CAT-IAP-02/2010).

Contribución: A Vila-Córcoles, MJ Forcadell, C de Diego y O. Ochoa-Gondar escribieron y editaron el manuscrito. C de Diego, E Satué, M Jariod y L Barnes obtuvieron y revisaron los datos. MJ Forcadell y O Ochoa-Gondar realizaron el análisis estadístico. B Rull revisó el manuscrito A Vila-Córcoles coordinó el estudio. Los dos primeros autores contribuyeron de forma similar en este artículo.

RESUMEN

Fundamentos. La información procedente de datos de base poblacional sobre la epidemiología del infarto agudo de miocardio es limitada. Este estudio analizó la incidencia y mortalidad por infarto en la población general mayor de 60 años del área sanitaria de Tarragona.

Métodos. Estudio de cohortes que incluyó a 27.204 personas ≥ 60 años adscritas a 9 Áreas Básicas de Salud en la comarca del Tarragonès. Se realizó un seguimiento prospectivo durante 3 años, en los que se registraron todos los episodios de infarto diagnosticados entre los miembros de la cohorte desde 01/12/2008 a 30/11/2011. Se incluyeron exclusivamente los episodios con diagnóstico validado tras revisión de la historia clínica, se excluyeron los casos sin confirmación electrocardiográfica y por biomarcadores.

Resultados: Hubo un total de 359 episodios confirmados de infarto, lo cual supuso una incidencia de 475 episodios por 100.000 personas-año (IC 95%: 428-527). La incidencia en hombres fue de 681 por 100.000 y en mujeres de 311 ($p < 0,001$). Por edad fue 277 en el grupo de 60-69, 632 en el de 70-79 y 690 por 100.000 en los sujetos de ≥ 80 años ($p < 0,001$). La incidencia en las personas con diagnóstico previo de cardiopatía isquémica fue de 2.844 casos por 100.000 personas-año. La mortalidad a los 30 días tras el diagnóstico alcanzó el 15,3%, en hombres 14,9% y en mujeres 16,0% ($p = 0,776$).

Conclusiones: La incidencia fue 2,2 veces mayor en hombres que en mujeres y aumentó considerablemente con la edad. También fue superior entre las personas con diagnóstico previo de cardiopatía isquémica. La mortalidad fue ligeramente más baja en hombres que en mujeres

Palabras clave: Infarto de miocardio. Incidencia. Mortalidad.

Correspondencia

Olga Ochoa Gondar.
Servicio de Atención Primaria “Camp de Tarragona”
Institut Català de la Salut
Tarragona
Rambla Nova 124, D, 1ªA
43001 Tarragona
ochoa.tarte.ics@gencat.cat

DOI:**ABSTRACT****Incidence and Mortality of Myocardial Infarction among People 60 Years or older in the Region of Tarragona, Spain**

Background: Population-based data available about the epidemiology of acute myocardial infarction is limited. This study investigated incidence and mortality from infarction among the general population over 60 years in Tarragona.

Methods: Cohort study that included 27,204 individuals ≥ 60 years assigned to nine Primary Care Centers in the Tarragona county (Catalonia, Spain), who were prospectively followed between 01/12/2008 and 30/11/2011. During follow-up, all presumptive episodes of infarction were recruited among cohort members, but only confirmed cases (electrocardiogram and biomarkers confirmation) were included.

Results: There were an amount of 359 confirmed episodes of infarction, which means a global incidence rate of 475 episodes per 100,000 person-years (95% CI: 428-527). Incidence was 681 in men and 311 in women ($p < 0.001$). According to age, incidence was 277 in 60-69, 632 in 70-79 and 690 per 100,000 in ≥ 80 years ($p < 0.001$). Incidence was 2,844 cases per 100,000 person-years among those persons whom had history of prior coronary artery disease. Overall 30-day mortality rate was 15.3%, in male 14.9% and in female 16.0% ($p = 0.776$).

Conclusion: Incidence was 2.2 times higher in men than in woman and increased considerable by age. It was greater among patients with prior history of coronary artery disease. Mortality was slightly lower in men than in women.

Keywords: Incidence. Mortality. Myocardial infarction.

INTRODUCCIÓN

Las enfermedades isquémicas del corazón son una de las causas principales de morbimortalidad en los países desarrollados^{1,2}. En España es una de las principales causas de muerte en la población general, y la primera causa de defunción en varones y la segunda en mujeres^{3,4}.

En general, en nuestro país los datos sobre morbimortalidad por cardiopatía isquémica provienen de estimaciones estadísticas basadas en registros específicos y/o de altas hospitalarias, aunque también se ha evaluado la incidencia y mortalidad en estudios poblacionales localizados en algunas áreas geográficas concretas⁵⁻¹².

Durante los últimos años, la realización de estudios multicéntricos hospitalarios incluyendo los registros periódicos de casos de síndrome coronario agudo (SCA) han proporcionado estimaciones puntuales de la frecuencia, manejo y evolución temporal de esta entidad^{13,14}. El estudio Mascara (que incluyó a pacientes de 32 hospitales españoles entre 2004-2005)¹³ y más recientemente el estudio Diocles (registro observacional de los ingresos por SCA en 44 hospitales españoles en 2012)¹⁴ han contribuido notablemente a estimar la carga total de la enfermedad. Una reciente revisión de estudios descriptivos de la frecuencia y magnitud del SCA en nuestro país estima que en 2013 pudo haber en España 115.752 casos de SCA (74.078 en varones y 41.674 en mujeres), de los que 99.823 serían casos de IAM de los cuales habrían fallecido en los primeros 28 días 38.633¹⁵. Destacamos, no obstante, que estas cifras corresponden a datos teóricos de incidencia esperada y que fueron calculados en base a proyecciones demográficas y datos sobre tasas de morbimortalidad observadas en las pasadas décadas, desconociéndose la incidencia exacta de la enfermedad en la actualidad.

Si consideramos específicamente el infarto agudo de miocardio (IAM), representaría

aproximadamente el 75-85% de los casos totales de SCA^{3,13,14}. Sin embargo, en España, la información sobre la incidencia de IAM atendido en el hospital en la población de más de 65 años es limitada. De hecho, a nivel poblacional únicamente hay dos estudios publicados en nuestro país^{11,12}. Este trabajo se enmarca dentro del proyecto *Community-Acquired Pneumonia, Myocardial Infarction and Stroke* (CAPAMIS), estudio de cohortes prospectivo de base poblacional iniciado en diciembre de 2008 con el objetivo de analizar el posible efecto de las vacunaciones antineumocócica y antigripal sobre la incidencia de neumonía, infarto de miocardio e ictus entre las personas mayores de 60 años^{16,17}.

El presente estudio tuvo como objetivo principal analizar la incidencia y mortalidad por IAM entre la población mayor de 60 años del área de Tarragona.

SUJETOS Y MÉTODOS

Diseño, emplazamiento y población de estudio. Estudio de cohortes prospectivo, de base poblacional, que incluyó a todas las personas ≥ 60 años asignadas a las 9 Áreas Básicas de Salud (ABS) del Institut Català de la Salut en la comarca del Tarragonés (ABS de Bonavista, Torreforta, Jaume I, Sant Pere i Sant Pau, Tarraco, Sant Salvador, El Morell, Constantí y Salou). La cohorte incluyó un total de 27.204 personas, las cuales fueron seguidas desde el inicio del estudio (1 de diciembre de 2008) hasta la presentación de un primer episodio de IAM, traslado a otra área, muerte o hasta la finalización del estudio (30 de noviembre de 2011).

El estudio fue aprobado por el Comité Ético del Institut Català de la Salut y fue llevado a cabo conforme a los principios generales para estudios observacionales (CEIC IDIAP Jordi Gol PI-09/49).

Fuentes de datos. Como fuente primaria de datos para la identificación inicial de presuntos episodios de IAM ocurridos entre los

miembros de la cohorte a lo largo del seguimiento se utilizaron los listados del Conjunto Mínimo Básico de Datos (CMBD) de altas hospitalarias y urgencias correspondientes a los dos hospitales de referencia del área de estudio (Hospital Universitario Joan XXIII y Hospital Santa Tecla de Tarragona), codificados según la Clasificación Internacional de Enfermedades 9ª Revisión (CIE-9).

El sistema informático “e-CAP” de gestión de historias clínicas electrónicas de atención primaria de cada una de las 9 ABS participantes (que incluye datos administrativos, motivos de consulta, diagnósticos, fármacos prescritos, factores de riesgo y antecedentes patológicos) fue utilizado para establecer las características basales de los miembros de la cohorte antes del inicio del seguimiento. Las características basales de la cohorte de estudio fueron reportadas extensamente en un artículo previo¹⁷.

Definición de casos. Los posibles casos de IAM ocurridos entre los miembros de la cohorte a lo largo del periodo de estudio fueron inicialmente identificados mediante revisión de los códigos diagnósticos principales de los listados CMBD de altas hospitalarias y urgencias (código CIE-9: 410) en los dos hospitales de referencia del área de estudio.

Todos los presuntos casos inicialmente identificados de IAM fueron posteriormente revisados por 2 médicos investigadores que, tras examinar el informe de alta y la historia clínica hospitalaria, verificaban y validaban el diagnóstico de acuerdo a los criterios que se mencionan a continuación.

El IAM fue definido como la detección de un aumento de biomarcadores cardíacos junto con la presencia de alguno de los siguientes criterios: síntomas de isquemia, cambios electrocardiográficos indicativos de nueva isquemia (cambios en ST-T, nuevo bloqueo de rama izquierda, ondas Q patológicas) y/o evidencia por técnicas de imagen de daño miocárdico y alteración de la contractilidad cardíaca¹⁸.

Se consideró letalidad o mortalidad relacionada con el IAM las muertes por cualquier causa ocurridas dentro de los primeros 30 días tras el diagnóstico del IAM. Además de la mortalidad intrahospitalaria (identificada mediante la revisión de las historias clínicas en cada caso de IAM) también se investigó la posible mortalidad posterior al alta mediante revisión de las defunciones registradas diariamente en los registros civiles correspondientes a los diferentes municipios incluidos en el área de estudio. Este mismo sistema, complementado con la revisión periódica de traslados y defunciones consignadas en el Registro Central de Usuarios de la institución, fue utilizado para identificar las defunciones por cualquier causa ocurridas en la totalidad de miembros de la cohorte hasta el fin del seguimiento. Fueron considerados como “participantes activos” a la finalización del seguimiento todas las personas de la cohorte en las que no había constancia de traslado ni de muerte (tras examinar el Registro Central de Usuarios del ICS y los registros civiles municipales del área de estudio) a 30 de noviembre de 2011.

Análisis estadístico. Las tasas de incidencia fueron calculadas por 100.000 personas-año, considerando que en el denominador el total de personas-año fue la suma de personas-tiempo aportadas por cada individuo de la cohorte durante el periodo de estudio. Las incidencias se basaron en el primer episodio de IAM ocurrido durante el periodo de estudio y no incluyeron múltiples episodios por persona. Se estimaron intervalos de confianza (IC) al 95% para comparar incidencias entre diferentes categorías y subgrupos de población. Se utilizó el test de χ^2 y/o test exacto de Fisher para la comparación de variables categóricas mientras que para la comparación de variables cuantitativas de distribución asimétrica (estancias hospitalarias) se utilizó el test de comparación de medianas. El nivel de significación estadística se consideró para valores de $p < 0.05$ (bilateral).

RESULTADOS

Las 27.204 personas de la cohorte fueron observadas durante 75.634 personas-año. En total, 2.465 (9,1%) personas fallecieron durante los 36 meses del seguimiento y 1.444 (5,3%) se trasladaron fuera del área de estudio (262 durante el primer año, 499 en el segundo año y 683 en el tercer año. Al inicio del estudio, las personas de la cohorte tenían una edad media de 71,7 años (desviación típica [DT]: 8,6), siendo el 44,6% varones y el 55,4% mujeres. Por estratos etarios, el 45,6% tenían 60-69 años, el 34,1% tenían 70-79 años y un 20,3% tenían 80 o más años. Un total de 1.733 (6,4%) sujetos tenían historia de cardiopatía isquémica (1.013 angina y 720 de IAM previo).

A lo largo de los 3 años de seguimiento, 396 personas fueron hospitalizadas con diagnóstico principal al alta codificado como IAM (CIE-9: 410), aunque solo 359 (90,7%) fueron definitivamente validados tras la revisión de los historiales clínicos (es decir, 37 casos fueron excluidos debido a la ausencia de criterios electrocardiográficos y/o elevación de biomarcadores.

Exceptuando una ligera menor incidencia estival, no se observó un claro predominio estacional en la ocurrencia de casos: 94 (26,2%) ocurrieron en invierno, 88 (24,5%) en primavera, 77 (21,4%) en verano y 100 (27,9%) en otoño.

La estancia hospitalaria mediana fue de 7 días (rango intercuartil [IQR: 6-10]), sin variaciones significativas por sexos (7días

Tabla 1
Incidencia del infarto agudo de miocardio según grupos de edad y sexo en la población general mayor de 60 años del área de Tarragona

Edad	Sexo		Total
	Hombres	Mujeres	
Grupo de 60-69 años			
Población	6.003	6.398	12.401
Seguimiento ^a	17.196	18.560	35.756
Número de casos	75	24	99
Incidencia (IC 95%) ^b	436 (338-535)	129 (78-181)	277 (223-331)
Grupo de 70-79 años			
Población	4.097	5187	9.284
Seguimiento ^a	11.361	14.743	26.104
Número de casos	101	64	165
Incidencia (IC 95%) ^b	889 (716-1062)	434 (328-540)	632 (536-729)
Grupo de ≥80 años			
Población	2.037	3.482	5.519
Seguimiento ^a	4.931	8.843	13.774
Número de casos	52	43	95
Incidencia (IC 95%) ^b	1.055 (769-1340)	486 (341-631)	690 (552-828)
Total			
Población	12.137	15.067	27.204
Seguimiento ^a	33.488	42.146	75.634
Número de casos	228	131	359
Incidencia (IC 95%) ^b	681(593-769)	311 (257-364)	475 (428-527)

^aSeguimiento expresado en personas-año. ^bTasa de incidencia expresada por 100.000 personas-año.

Tabla 2
Incidencia del infarto agudo de miocardio en la población de estudio según presencia o no de antecedente de diagnóstico de cardiopatía isquémica

	Sin antecedentes de coronariopatía previa	Historia de coronariopatía previa
Grupo de 60-69 años		
Población	11.886	515
Seguimiento ^a	34.339	1.417
Número de casos	68	31
Incidencia (IC 95%) ^b	198 (151-245)	2.188 (1426-2949)
Grupo de 70-79 años		
Población	8.594	690
Seguimiento ^a	24.260	1.844
Número de casos	105	60
Incidencia (IC 95%) ^b	433 (350-515)	3.254 (2444-4064)
Grupo de ≥80 años		
Población	4.991	528
Seguimiento ^a	12.528	1.246
Número de casos	58	37
Incidencia (IC 95%) ^b	463 (344-582)	2.970 (2.027-3.912)
Total		
Población	25.471	1.733
Seguimiento ^a	71.127	4.507
Nº casos	231	128
Incidencia (IC 95%) ^b	325 (283-367)	2.844 (2.359-3.330)

^aSeguimiento expresado en personas-año. ^bTasa de incidencia expresada por 100.000 personas-año.

[IQR:6-10] en hombres vs 7 [IQR5-9] en mujeres) ni por grupos de edad (7 días [IQR: 6-9] en 60-69 años vs 7 días [IQR: 6-10 en 70-79 años vs 7 días [IQR: 5-9] en 80 o más años).

Globalmente, la incidencia fue de 475 casos por 100.000 personas-año (IC 95%: 428-527). Las tasas de incidencia aumentaron sustancialmente con la edad: 277 por 100.000 (IC 95%: 223-331) en el grupo de 60-69 años, 632 por 100.000 (IC 95%: 536-729) en el grupo de 70-79 años y 690 por 100.000 (IC 95%: 552-828) en el grupo de 80 o más años. Por sexo, la incidencia fue de 681 por 100.000 (IC 95%: 593-769) en los hombres y de 311 por 100.000 (IC 95%: 257-364) en las mujeres. La **tabla 1** muestra el número absoluto de episodios observados y las tasas de incidencia por estratos de edad y sexo.

Entre los 359 casos de IAM 128 (35,7%) tenían antecedentes de cardiopatía isquémica (69 con angina y 59 con IAM previos). La **tabla 2** muestra las tasas de incidencia observadas en función de si los miembros de la cohorte presentaban o no historia previa de coronariopatía. Entre las 1.733 personas con historia previa de cardiopatía isquémica (seguidas por un total de 4.507 personas-año) se observaron 128 episodios de IAM, lo cual supuso una tasa de incidencia de 2.844 por 100.000 personas-año (IC 95%: 2359-3330). Entre los 25.471 miembros de la cohorte sin antecedente de cardiopatía isquémica previa (seguidos por un total de 71.127 personas-año) se observaron 231 episodios de IAM, lo cual supuso una incidencia de 325 casos por 100.000 personas-año (IC 95%: 283-367).

De los 359 casos de IAM 55 (15,3%) murieron en los primeros 30 días tras el diagnóstico. La mortalidad aumentó significativamente con la edad (7,1% en 60-69 años vs 10,9% en 70-79 años vs 31,6% en 80 o más años; $p < 0,001$, y fue ligeramente inferior en hombres que en mujeres (14,9% vs 16,0%; $p = 0,776$). De los 55 casos mortales 24 (43,6%) fallecieron dentro de las primeras 72 horas tras el diagnóstico (13 en el primer día, 6 en el segundo y 5 en el tercero). En total 41 personas fallecieron dentro de los primeros 7 días y 14 murieron posteriormente.

DISCUSIÓN

La información procedente de datos de base poblacional sobre la epidemiología del IAM en la actualidad es limitada. El presente estudio, que incluye una cohorte compuesta por 27.204 individuos mayores de 60 años seguidos durante 3 años, proporciona datos actualizados sobre la incidencia y mortalidad de esta enfermedad entre la población general mayor de 60 años del área de Tarragona.

Como principales resultados, nuestros datos muestran una tasa de incidencia global de 475 casos por 100.000 personas-año, con un índice de mortalidad a los 30 días que alcanzó el 15,3%. La incidencia fue más del doble en hombres que en mujeres, mientras que la mortalidad fue ligeramente superior entre las mujeres. Como sería de esperar, la incidencia fue máxima entre las personas con historia de angina o IAM previos, los cuales sufrieron una incidencia más de ocho veces superior a la que presentaron quienes no tenían historia conocida de cardiopatía isquémica.

Con la necesaria cautela que requiere la comparación de datos de incidencia procedentes de estudios con poblaciones y metodologías no homogéneas, estimamos que nuestras tasas se encuentran dentro del rango reportado por otros estudios en nuestro país⁵⁻

¹⁰. Resaltamos, no obstante, que los estudios REGICOR y EPICARDIAN, que analizaron la incidencia y mortalidad por IAM en población de más de 65 años en nuestro país, reportaron incidencias y mortalidades más altas de las observadas en el presente estudio^{11,12}. En Girona, entre 1990-1999, el estudio REGICOR reportó tasas que ascendieron a 709/100.000 y 211/100.000 para hombres y mujeres de 65-74 años^{11,19}. Posteriormente, entre 1995-2004, el estudio EPICARDIAN comunicó incidencias más altas de las que se presentan en nuestro estudio (957/100.000 y 546/100.000 para hombres y mujeres mayores de 64 años, respectivamente)¹². El estudio MONICA-Catalunya, que incluyó los casos de IAM entre los años 1985-1997 en personas de 35-74 años de Barcelona, observó una tasa de incidencia global de 209/100.000 para hombres y de 56/100.000 para mujeres en ese segmento de edad¹⁰. Recientemente, en un estudio de cohortes realizado en Sanlúcar de Barrameda (Cádiz) entre los años 2006-2012 en la población de 50-75 años, se comunicó una incidencia de 506 casos por 100.000 habitantes/año⁸.

En una reciente revisión de estudios españoles que analizó la frecuencia y magnitud del síndrome coronario agudo (SCA) en las últimas décadas en nuestro país¹⁵, se estiman datos proyectados de incidencia de SCA que en la actualidad se situarían en 170 por 100.000 para la población de 25-74 años (263/100.000 en hombres y 77/100.000 en mujeres) y 1410 por 100.000 para población ≥ 75 años (1742/100.000 en hombres y 1092/100.000 en mujeres)¹⁵. Resaltamos que las incidencias observadas en nuestro estudio se sitúan por debajo de las proyectadas en la mencionada revisión, aunque debemos hacer notar que sólo incluye casos confirmados de IAM y, por tanto, infraestima la incidencia total de SCA.

Considerando que hasta el 30% de las personas con IAM mueren antes de llegar al hospital (y por tanto no fueron identi-

cados en el presente estudio), se infraestimaría en esa misma proporción la verdadera incidencia de IAM en nuestra cohorte, que se podría situar alrededor de 680 casos por 100.000 personas-año (aproximadamente 205/100.000 para IAM fallecimientos antes de llegar al hospital). Por otra parte, considerando que del total de casos de SCA aproximadamente el 15-25% son anginas inestables y el 75-85% son casos de IAM³, la incidencia de SCA en nuestra cohorte podría situarse alrededor de 850 casos por 100.000 personas-año (aproximadamente 170/100.000 para SCA sin IAM).

En nuestro estudio la incidencia de IAM fue 2,2 veces superior en hombres que en mujeres. Un exceso de incidencia variable entre 1,8-3,8 veces superior en varones que en mujeres ha sido reportado por distintos trabajos revisando el tema en nuestro país^{20,21}. En los países desarrollados, en general, las tasas de incidencia/hospitalización por IAM aumentaron en la década de los 80 del siglo pasado, se estabilizaron en los años 90 y comenzaron a declinar durante el periodo 1996-2005, manteniéndose una relación varones/mujeres de 2:1³.

En nuestra cohorte las tasas de incidencia aumentaron sustancialmente con la edad, aunque curiosamente el incremento de incidencia fue más moderado en el grupo de mayor edad (tanto para hombres como para mujeres). En todos los grupos etarios la incidencia de IAM fue sustancialmente superior entre las personas con historia de cardiopatía isquémica que entre quienes no presentaban antecedentes. De hecho, los casos ocurridos entre las personas con antecedentes de IAM/angina previo supusieron el 35,7% de todos los casos ocurridos en nuestra cohorte (128/359), a pesar de que solo representaban el 6,2% del total de personas de la población de estudio (1.733/27.204). Diferentes investigaciones señalan que la tasa de recurrencia para cualquier evento cardiovascular tras sufrir un IAM puede ser elevada^{13,19,22,23}. En nuestro país, el estudio DIOCLES mostró

una tasa de reinfarto del 1,2% a los 6 meses¹⁴, mientras que otros estudios han reportado que hasta el 75% de los pacientes con IAM previo sufren una recurrencia en los 3 años posteriores al evento primario²².

El índice de mortalidad observado en el presente estudio se sitúa dentro del rango reportado por otras investigaciones en nuestro país^{5-8,13-15, 24,25}. Durante 1996-1998 el estudio IBERICA reportó una mortalidad del 29,6% para los casos de IAM atendidos en hospitales avanzados, del 33,7% en hospitales intermedios y del 38,1% en hospitales básicos²⁴. También a finales de los años 90 e inicios del 2000, los estudios REGICOR y EPICARDIAN reportaron mortalidades por encima del 35% en ambos casos^{11,12}, lo cual es sustancialmente superior a lo observado en el presente estudio durante el periodo 2008-2011. Diferencias metodológicas (nuestro estudio no incluyó a las personas que murieron antes de llegar al hospital) podrían explicar estas diferencias en la mortalidad observada (considerablemente menor en nuestro estudio), aunque aspectos tales como mejoras en el manejo inicial, transporte y tratamiento también podrían haber contribuido a ello. Recientemente, el estudio CASTUO (serie retrospectiva de casos de IAM atendidos en Badajoz durante 2000-2009) ha reportado un índice de mortalidad del 13,4%²⁵, lo cual sería esencialmente similar a lo observado en nuestro estudio. La mortalidad aumentó considerablemente con la edad, alcanzando hasta el 31,6% en los mayores de 80 años. Resultados concordantes se observan también en el estudio CASTUO, en el que la mortalidad reportada en pacientes mayores de 75 años se situó en el 21,6%²⁵.

Resaltamos que los cambios de incidencia real de IAM son menos susceptibles de cambios en espacios cortos de tiempo (por las causas que lo ocasionan) mientras que variaciones en la mortalidad extrahospitalaria (potencialmente susceptible de beneficiarse de mejoras asistenciales) pueden ser más rápidos.

Como fortalezas del presente estudio señalamos su diseño de base poblacional, el gran tamaño de la cohorte de estudio y el hecho de que todos los casos incluidos de IAM fueron validados mediante revisión de historia clínica. Resaltamos que la proporción de personas de la cohorte con historia de angina/IAM previos es esencialmente similar a la reportada en una reciente revisión que ha estimado la prevalencia de cardiopatía isquémica en nuestro país en el 6,4%³, lo cual subraya la representatividad de la población estudiada. Destacamos también que los datos de incidencia son concordantes con las previsiones realizadas para principios de este siglo¹⁵. No obstante, teniendo en cuenta que la detección de los casos se basó en la presencia de códigos diagnósticos registrados en altas hospitalarias y que se requirieron criterios analíticos y electrocardiográficos para validar cada caso, debemos subrayar también que la verdadera incidencia de IAM está lógicamente algo infraestimada (al no incluir los casos que no alcanzaron a recibir atención hospitalaria, aquellos en los que no se pudo realizar pruebas diagnósticas confirmatorias o aquellos que no fueron codificados). Considerando que más del 65% de los casos mortales de IAM pueden presentarse fuera del hospital¹⁵, resaltamos que la mortalidad observada en nuestro estudio representa únicamente la mortalidad de los casos que llegan al hospital y, por tanto, puede infraestimar considerablemente la mortalidad poblacional global por IAM. Otras limitaciones incluyen el hecho de que la cohorte de estudio no incluyó personas menores de 60 años ni tampoco pacientes que hubieran podido ser atendidos fuera de los dos hospitales de referencia del área de estudio. En este sentido, destacamos que el peso proporcional de los dos hospitales incluidos en el estudio alcanza el 92% del total de camas hospitalarias en el área de estudio (560/610).

En conclusión, la morbi-mortalidad por IAM continúa siendo considerable en nuestra población. La carga de la enfermedad es más del doble en hombres que en mujeres.

A partir de la octava década de la vida la incidencia se estabiliza pero se incrementa su mortalidad. Medidas preventivas y tratamientos más eficaces continúan siendo necesarios. Las medidas de prevención secundaria pueden ser especialmente eficientes puesto que, aunque se dirigen solo a una pequeña parte de la población, podrían potencialmente evitar un considerable número de casos. Por otra parte, la mejora e implementación de nuevos protocolos de atención y tratamiento (tal como la activación de distintos dispositivos asistenciales que permitan la atención urgente en la fase aguda de la enfermedad para la realización de reperfusión inmediata)²⁶ debería también contribuir a la reducción de las tasas de recurrencia, mortalidad y/o secuelas de la enfermedad.

BIBLIOGRAFÍA

1. Lozano R, Naghavi M, Foreman K, Lim S, Shibuya K, Aboyans V, et al. Global and regional mortality from 235 causes of death for 20 age groups in 1990 and 2010: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2010. *Lancet* 2012; 380:2095-128.
2. Dalen JE, Alpert JS, Goldberg RJ, Weinstein RS. The Epidemic of the 20th Century: Coronary Heart Disease. *Am J Med.* 2014; 127: 807-812.
3. Ferreira-González I. Epidemiología de la enfermedad coronaria. *Rev Esp Cardiol.* 2014; 67: 139-144.
4. Instituto Nacional de Estadística. Defunciones según la causa de muerte 2013. Disponible en: <http://www.ine.es/jaxi/menu.do?type=pcaxis&path=/t15/p417/&file=inebase>. Consultado el 23/02/2015.
5. Pérez G, Pena A, Sala J, Roset P, Masiá R, Marrugat J. Acute myocardial infarction case fatality, incidence and mortality rates in a population registry in Gerona, Spain, 1990-1992. REGICOR Investigators. *Int J Epidemiol.* 1998; 27:599-604.
6. Marín A, Medrano MJ, González J, Pintado H, Compaired V, Bárcena M et al. Risk of ischaemic heart disease and acute myocardial infarction in a Spanish population: observational prospective study in a primary-care setting. *BMC Public Health.* 2006; 17: 6:38.
7. Novella B, Alonso M, Rodríguez-Salvanés F, Susi R, Reviriego B, Escalante L et al. Incidencia a diez años de infarto de miocardio fatal y no fatal en la población anciana de Madrid. *Rev Esp Cardiol.* 2008; 61:1140-9.

8. López-Suárez A, Bascañana-Quirell A, Elvira-González J, Beltrán-Robles M, Aboza-Lobatón A, Solís-Díaz R. Community-based incidence rate of cardiovascular disease and mortality in 50-75 year-old adults. *Rev Clin Esp*. 2013; 213: 278-284.
9. Marrugat J, Elosua R, Aldasoro E, Tormo MJ, Vanaclocha H, Segura A, et al; Investigación Búsqueda Específica y Registro de; Isquemia Coronaria Aguda Investigators. Regional variability in population acute myocardial infarction cumulative incidence and mortality rates in Spain 1997 and 1998. *Eur J Epidemiol*. 2004;19:831-9.
10. Sans S, Puigdefàbregas A, Paluzie G, Monterde D, Balaguer-Vintró I. Increasing trends of acute myocardial infarction in Spain: the MONICA-Catalonia Study. *Eur Heart J*. 2005; 26: 505-515.
11. Marrugat J, Sala J, Manresa JM, Gil M, Elosua R, Pérez G, et al. ; REGICOR Investigators. Acute myocardial infarction population incidence and in-hospital management factors associated to 28-day case-fatality in the 65 year and older. *Eur J Epidemiol*. 2004;19:231-7.
12. Gabriel R, Alonso M, Reviriego B, Muñoz J, Vega S, López I, et al. Ten-year fatal and non-fatal myocardial infarction incidence in elderly populations in Spain: the EPICARDIAN cohort study. *BMC Public Health*. 2009; 9:360.
13. Ferreira-González I, Permanyer-Miralda G, Marrugat J, Heras M, Cuñat J, Civeira E et al. Estudio MAS-CARA (Manejo del Síndrome Coronario Agudo. Registro Actualizado). Resultados globales. *Rev Esp Cardiol*. 2008; 61:803-16.
14. Barrabés JA, Bardají A, Jiménez-Candil J, Saez FN, Bodí V, Basterra N, et al. Pronóstico y manejo del síndrome coronario agudo en España en 2012: estudio DIO-CLES. *Rev Esp Cardiol*. 2015; 68: 98-106.
15. Dégano I, Elosua R, Marrugat J. Epidemiología del síndrome coronario agudo en España: estimación del número de casos y la tendencia de 2005 a 2049. *Rev Esp Cardiol*. 2013; 66: 472-481.
16. Vila-Corcoles A, Hospital-Guardiola I, Ochoa-Gondar O, de Diego C, Salsench E, Raga X et al. Rationale and design of the CAPAMIS study: effectiveness of pneumococcal vaccination against community-acquired pneumonia, acute myocardial infarction and stroke. *BMC Public Health*. 2010;10: 2.
17. Ochoa-Gondar O, Vila-Corcoles A, Rodriguez-Blanco T, de Diego-Cabanes C, Hospital-Guardiola I, Jarrod-Pamies M; EPIVAC Research Group. Evaluating the clinical effectiveness of pneumococcal vaccination in preventing myocardial infarction: The CAPAMIS study, three-year follow-up. *Vaccine*. 2014; 32:252-7.
18. Thygesen K, Alpert JS, White HD; Joint ESC/ACC/AHA/WHF Task Force for the Redefinition of Myocardial Infarction. Universal definition of myocardial infarction. *Eur Heart J*. 2007; 28: 2525-38.
19. Gil M, Martí H, Elosúa R, Grau M, Sala J, Masiá R et al. Análisis de la tendencia en la letalidad, incidencia y mortalidad por infarto de miocardio en Girona entre 1990 y 1999. *Rev Esp Cardiol*. 2007; 60: 349-56.
20. Marrugat J, Elosua R, Martí H. Epidemiología de la cardiopatía isquémica en España: estimación del número de casos y de las tendencias entre 1997-2005. *Rev Esp Cardiol* 2002; 55: 337-346.
21. Medrano Albero MJ, Boix Martínez R, Cerrato crispán E, Ramírez Santa-Pau M. Incidencia y prevalencia de la cardiopatía isquémica y enfermedad cerebrovascular en España: revisión sistemática de la literatura. *Rev Esp Salud Pública* 2006; 80: 5-15.
22. Andrés E, Cordero A, Magán P, Alegría E, León M, Luengo E et al. Mortalidad a largo plazo y reingreso hospitalario tras infarto agudo de miocardio: un estudio de seguimiento de ocho años. *Rev Esp Cardiol*. 2012; 65: 414-420.
23. Tuppin P, Neumann A, Danchin N. Combined secondary prevention after hospitalization for myocardial infarction in France: analysis from large administrative database. *Arch Cardiovasc Dis*. 2009; 102: 279-92.
24. Álvarez-León E, Elosua R, Zamora A, Aldasoro E, Galcerá J, Vanaclocha H et al. Recursos hospitalarios y letalidad por infarto de miocardio. Estudio IBERICA. *Rev Esp Cardiol*. 2004; 57:514-23.
25. Fernández-Bergés D, Félix-Redondo FJ, Consuegra-Sánchez L, Lozano Mera L, Miranda I, Duran M et al. Infarto de miocardio en mayores de 75 años: una población en aumento. Estudio CASTUO. *Rev Clin Esp*. 2015; 215):195-203.
26. Bosch X, Curós A, Argimon JM, Faixedas M, Figueras J, Jiménez Fàbrega FX et al. Modelo de intervención coronaria percutánea primaria en Cataluña. *Rev Esp Cardiol Supl*. 2011; 11(C): 51-60.

ORIGINAL BREVE**RIESGO CARDIOVASCULAR ASOCIADO AL CONSUMO DE ANTIINFLAMATORIOS NO ESTEROIDEOS. ESTUDIO DE COHORTES RETROSPECTIVO EN UN ÁREA DE SALUD, 2008-2012**

José Luis Sánchez Serrano (1), José María Tenias Burillo (2), Ángel Arias Arias (3), María Isabel Muñoz Carreras (1) y Juan Carlos Valenzuela Gámez (1).

(1) Servicio de Farmacia Gerencia Atención Integrada de Alcázar de San Juan. Ciudad Real

(2) Unidad Docente Multiprofesional de Atención Familiar y Comunitaria. Escuela Valenciana de Estudios de la Salud (EVES). Valencia

(3) Servicio de Investigación, Docencia y Formación Gerencia de Atención Integrada de Alcázar de San Juan. Ciudad Real.

RESUMEN

Fundamentos: Desde el ensayo clínico VIGOR cuyos resultados asociaron el uso del medicamento rofecoxib a la ocurrencia de eventos cardiovasculares se ha observado un aumento en patologías cardiovasculares asociadas al uso de antiinflamatorios no esteroideos. El objetivo de esta investigación fue evaluar el impacto cardiovascular asociado al consumo de antiinflamatorios en un Área de Salud de Castilla La-Mancha (España).

Métodos: Estudio retrospectivo de cohortes de base poblacional en un área de salud del periodo 2008-2012. Se incluyó a todos los pacientes mayores de 18 años (116.686). El análisis estadístico se realizó estimando las incidencias de síndrome coronario agudo en relación al tiempo de exposición. Se calculó el riesgo relativo (RR) asociado al consumo de antiinflamatorios no esteroideos se modelizó mediante regresión de Poisson, ajustando por edad y sexo. También se calculó la Dosis Habitante Día (DHD) mediante la Dosis Diaria Definida.

Resultados: La asociación entre el síndrome coronario agudo y el consumo de antiinflamatorios fue positiva (RR 3,64; IC95% 2,94-4,52; $p<0,001$). El riesgo cardiovascular fue mayor en las alcanonas (RR 18; IC95% 2,53-127; $p=0,004$), seguido de los propionicois como el ibuprofeno (RR 2,58; IC95% 2,16-3,69; $p<0,001$), además es el único grupo que es tiempo-dependiente. En tercer lugar los arilacéticos (RR 1,88; IC95% 1,6-2,22; $p<0,001$) y por último los coxib (RR 1,55; IC95% 1,25- 1,92; $p<0,001$). En los demás antiinflamatorios no se observó aumento de riesgo cardiovascular.

Conclusiones: El consumo de antiinflamatorios se asocia a un mayor riesgo de sufrir un síndrome coronario agudo sobretudo en los considerados como tradicionales, lo que sugiere que no se deberían tomar ni durante tiempo prolongado ni a altas dosis.

Palabras clave: Antiinflamatorios no esteroideos. Síndrome Coronario Agudo. Estudio de cohorte. Efectos adversos.

Correspondencia

José Luis Sánchez Serrano
Servicio de Farmacia
Gerencia de Atención Integrada de Alcázar de San Juan
Avenida Constitución 3, 13600, Alcázar de San Juan
joluiss@sescam.jccm.es

DOI:**ABSTRACT****Cardiovascular Risk Associated with the Use of non Steroidal Anti-inflammatory Drugs. Cohort Study**

Background: Since the clinical trial VIGOR, in which the use of rofecoxib was proved to be connected to a larger number of cardiovascular accidents, an increase of cardiovascular diseases connected to the use of non Steroidal Anti-Inflammatory Drugs has been observed. This study intends to evaluate cardiovascular impact related to the use of non steroidal anti-inflammatory drugs in a Health Care Area in Castilla La Mancha (Spain).

Method: A retrospective observational study of clinical cohort during 5 years is done in which all patients older than 18 years ($n = 116\ 686$) was included. The statistical analysis was done estimating the incidence of acute coronary syndrome in relation to the exposure time. The risk associated with the consumption of non-steroidal anti-inflammatory drugs was made by Poisson regression adjusting by sex and age. Calculation of the Daily Inhabitants Doses by means of the Defined Daily Doses, through DIGITALIS program of pharmaceutical consumption.

Results: The connection between acute coronary syndrome and the use of anti-inflammatory drugs was positive (RR 3,64; IC95% 2,94 a 4,52; $p<0,001$). The cardiovascular risk was higher in alcanones (RR 18; IC95% 2,53 a 127; $p=0,004$), followed by propionicois as ibuprofen (RR 2,58; IC95% 2,16 a 3,69; $p<0,001$), it is also the only group that is time-dependent. Thirdly arylacetic (RR 1,88; IC95% 1,6 a 2,22; $p<0,001$) and finally the coxib (RR 1,55; IC95% 1,25 a 1,92; $p<0,001$), in others antiinflammatory no increased cardiovascular risk was observed.

Conclusions: The use of non steroidal anti-inflammatory drugs has been connected to a higher risk of cardiovascular accidents, suggesting that not during prolonged or high-dose or should take.

Keywords: Anti-Inflammatory Agents. Non-Steroidal. Acute Coronary Syndrome. Cohort Studies

INTRODUCCIÓN

Los antiinflamatorios no esteroideos (AINE) se encuentran entre los grupos de fármacos más prescritos y consumidos en el mundo, con cifras que alcanzan hasta un 10 % del total de prescripciones¹, sin contar con el porcentaje que supone la automedicación, ya que en muchos países como España se puede dispensar estos fármacos sin necesidad de receta.

En un informe reciente de la Agencia Española de Medicamentos y Productos Sanitarios (AEMPS) se muestra que la prescripción de estos medicamentos durante el periodo 2000-2012 sufrió un incremento notable hasta 2009 con un ligero descenso en el último trienio (2010-2012)².

Diversos estudios analizados procedentes de metanálisis de ensayos clínicos³⁻⁵ y de estudios observacionales⁶⁻⁸ mostraron que los AINE pueden aumentar el riesgo de sufrir eventos cardiovasculares tales como síndromes coronarios agudo (SCA) e ictus. Estos estudios incluyeron a pacientes con una importante comorbilidad asociada. No existen estudios que hayan analizado la asociación del consumo de AINE con el riesgo de SCA en la población española, por lo que no tenemos la seguridad de que los hallazgos previos puedan ser extrapolables a las características de nuestra población. Después de una búsqueda exhaustiva con el filtro geográfico para la identificación de estudios españoles de Valderas y cols⁹ hemos recuperado 8 estudios. Sin embargo, prácticamente todos ellos se han realizado con bases de datos internacionales, procedentes de Reino Unido y Canadá¹⁰⁻¹⁷.

Por todo ello es interesante conocer hasta qué punto el uso de AINE en nuestra población puede aumentar el riesgo cardiovascular, y si la relación depende del tipo de AINE consumido, el sexo, la edad y la comorbilidad asociada.

El objetivo de esta investigación fue estimar la asociación entre el consumo de AINE y episodios de síndrome coronario agudo en un Área de Salud de Castilla La Mancha durante el periodo 2008-2012.

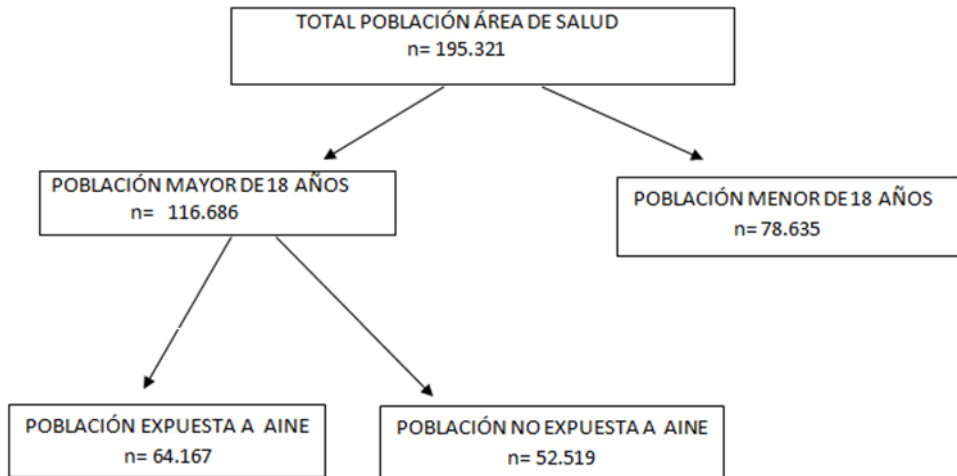
SUJETOS Y MÉTODOS

Se realizó un estudio de cohortes retrospectivo que abarcó desde el 1 de enero de 2008 hasta el 31 de diciembre de 2012, basado en un estudio de casos cruzados sobre incidencia de SCA y su asociación con el uso de AINE¹⁸ que sirvió como punto de partida para el estudio de cohortes. Se llevó a cabo en la Gerencia de Atención Integrada de Alcázar de San Juan, que cuenta con una población de 195.321 residentes en 22 municipios¹⁹.

Se seleccionó a todos los habitantes mayores de 18 años obteniendo una muestra de 116.686 (59,74% de la población). De estos estuvieron expuestos a AINE 64.167 (54,99% de la muestra) (**figura 1**). Los pacientes que sufrieron un SCA se identificaron mediante el conjunto mínimo básico de datos utilizando el código Clasificación Internacional de Enfermedades 10^a Revisión, Modificación Clínica de 410 a 414²⁰.

Variables y fuentes de información. Los datos de consumo farmacéutico fueron procesados en el sistema de información de la prestación farmacéutica a través de receta médica del Servicio de Salud de Castilla La Mancha (DIGITALIS®) y a través de los ficheros de facturación de recetas médicas aportados por los Colegios Oficiales de Farmacéuticos, mientras que la clasificación de los AINE se realizó en función de la Clasificación Anatómica-Química²¹. Las variables estudiadas fueron: edad, sexo, consumo de AINE, tipo de AINE consumido y comorbilidades. Se incluyeron en el estudio todos los AINE comercializados en España. Los considerados como no tradicionales fueron los inhibidores selectivos de la COX-2, como el celecoxib, eterecoxib...

Figura 1
Selección de las personas participantes en la muestra



La dosis habitante día (DHD) expresa el número de dosis promedio que se prescriben para el consumo en un día y permite estimar con carácter de tasa poblacional «el número de personas que consume una dosis de tratamiento diariamente en un momento dado (prevalencia de punto)». Se obtiene de la fórmula:

$$\text{DHD} = \text{DDD} / 1.000 \text{ habitantes/día}$$

[Cantidad de medicamento vendido en 1 año/DDD x 365 días x n.º habitantes] por 1.000

La DDD se obtuvo mediante la facturación por receta médica del Servicio de Salud de Castilla La Mancha, con el programa informático de consumo farmacéutico DIGITALIS

Análisis estadístico. Se estimaron las incidencias de un SCA en relación al tiempo de exposición. El riesgo relativo asociado al consumo de AINE se modelizó mediante regresión de Poisson, ajustando por edad y sexo. La variable de exposición se introdujo en los modelos de forma dicotómica (consumo o no de AINE) o continua (tiem-

po de consumo en meses).

La magnitud de la asociación se estimó como el ratio de incidencias (IRR por sus siglas en inglés) y su intervalo de confianza del 95% (IC95%). Los cálculos se realizaron con el paquete estadístico Stata 13.0.

RESULTADOS

Durante el período de enero de 2008 hasta diciembre de 2012 se contabilizaron 116.686 pacientes que tuvieron un síndrome coronario agudo. Su edad media fue de $51,3 \pm 20,88$ años, 58.422 (50,1%) eran mujeres. Fueron tratados con AINE 64.167 (54,99%) pacientes. La diabetes mellitus y la insuficiencia cardiaca congestiva fueron las comorbilidades más prevalentes de la cohorte (tabla 1).

Se consumieron 835.360 envases de AINE con una dosis diaria definida por 1.000 habitantes (DHD) de 46,47. Los más prescritos fueron los propiónicos, fundamentalmente el ibuprofeno (42,9%) y los derivados acéticos, sobre todo diclofenaco (13,3%) (tabla 2).

Tabla 1
Descriptivos de los sujetos

Características de la población (n=116.686)	Población expuesta a AINE (64.167)	Población no expuesta a AINE (52.519)
Hombre	31.206 (48,64%)	27.058 (51,53%)
Mujer	32.961 (51,36%)	25.461 (48,47%)
Edad, media±DE	51,5 ± 20,8	51,2 ± 21,02
Insuficiencia cardiaca congestiva	2.374 (3,7%)	1.995 (3,8%)
Enfermedad vascular periférica	526 (0,82%)	478 (0,91%)
Enfermedad cerebrovascular	564 (0,88%)	415 (0,79%)
Enfermedad Pulmonar crónica	1.732 (2,7%)	1.260 (2,4%)
Enfermedad ulcerosa péptica	1.610 (2,51%)	992 (1,89%)
Enfermedad hepática leve	1.431 (2,23%)	1.061 (2,02%)
Diabetes leve o moderada	3.144 (4,9%)	2.521 (4,8%)
Diabetes con complicaciones crónicas	898 (1,4%)	788 (1,5%)
Enfermedad renal	1.732 (4,2%)	1.681 (3,2%)
Neoplasias malignas	109 (0,17%)	100 (0,19%)
Enfermedad hepática moderada o severa	90 (0,14%)	84 (0,16%)

Se identificó a 1.317 pacientes con un SCA ingresados en el Complejo Hospitalario Mancha-Centro, de los cuales 1.090 (83,76%) habían consumido AINE previamente y 217 (17,23%) no.

El consumo de AINE tuvo un RR de asociarse a SCA de 3,64 (IC95%: 2,94-4,52) ($p<0,001$). El incremento por cada mes de consumo fue del 1,4% (IC95%: 0,7-2,5%) ($p<0,001$). El tipo de AINE se relacionó de forma diferente con el riesgo de un evento coronario (tabla 3). La asociación fue positiva y estadísticamente significativa para el grupo de alcanonas como la nabumetona (RR=18; IC95%:

2,53-127; $p=0,004$), propiónicos como el ibuprofeno (RR=2,58; IC95%: 2,16-3,69; $p<0,001$), arilacéticos como el diclofenaco (RR=1,88; IC95%: 1,6-2,22; $p<0,001$) y coxibs como el celecoxib (RR=1,55; IC95%: 1,25-1,92; $p<0,001$) (tabla 3).

Los propiónicos, fundamentalmente el ibuprofeno, fueron los únicos que mostraron una relación dependiente del tiempo de consumo con un aumento del 1,4% de riesgo cardiovascular por mes. No hubo asociación estadísticamente significativa entre el consumo de los indolacéticos y oxicams y la ocurrencia de eventos cardiovasculares.

Tabla 2
Consumo de AINE en la población

Tipo de AINE	Dosis Diaria Definida por mil habitantes
Coxibs	4,67
Propionicoicos	28,91
Derivados acéticos	9,77
Enólicos	2,83
Alcanonas	0,26
Otros	0,03

Tabla 3		
Riesgos relativos de padecer síndrome coronario agudo asociados al consumo de antiinflamatorios no esteroideos. Modelo de Poisson		
Antiinflamatorios no esteroideos	Riesgo relativo (IC95%)	p
Arilacéticos	No	1
	Sí	1,88 (1,60 – 2,22)
Tiempo arilacéticos (incremento 1 mes)		0,12
Propiónicos	No	1
	Sí	2,58 (2,16 – 3,09)
Tiempo propiónicos (incremento 1 mes)		<0,001
Coxibs	No	1
	Sí	1,55 (1,25 – 1,92)
Tiempo coxibs (incremento 1 mes)		0,84
Indolacéticos	No	1
	Sí	1,27 (0,82 – 1,99)
Tiempo indolacéticos (incremento 1 mes)		0,34
Oxicams	No	1
	Sí	1,27 (0,96 – 1,68)
Tiempo oxicams (incremento 1 mes)		0,81
Pirazolonas	No	1
	Sí	18,0 (2,53 – 127)
Tiempo pirazolonas (incremento 1 mes)		0,70
Otros AINE	No	1
	Sí	0,69 (0,10 – 4,91)
Tiempo otros AINE (incremento 1 mes)		0,34

IC95%: Intervalo de confianza del 95%. Todas las estimaciones fueron ajustadas por edad y sexo.

DISCUSIÓN

El presente trabajo sitúa a las alcanonas (nabumetona) como el AINE con mayor riesgo de provocar un SCA, en segundo lugar los derivados acéticos, seguido de los propiónicos como el ibuprofeno, mientras que los inhibidores selectivos de la COX-2 se encuentran en cuarto lugar.

Resulta llamativo que los fármacos que presumiblemente presentan mayor riesgo cardiovascular, como son los coxib, no incrementan su riesgo cardiovascular con el tiempo de consumo, sin embargo los propiónicos como el ibuprofeno, que son a su vez los AINE más consumidos en España², son los únicos que incrementan el riesgo cardiovascular con el

tiempo, con lo que sería conveniente tomar este medicamento con precaución y con una adecuada prescripción médica que valore el beneficio-riesgo, sobre todo cuando se tomen de forma crónica y a dosis altas.

Las Guías de Práctica Clínica^{20,21} y las fichas técnicas tienen en cuenta este riesgo, haciendo indicaciones de uso, fijando dosis máximas diarias y el tiempo en el que se deben utilizar y desaconsejando su uso en pacientes con enfermedad cardiovascular. De hecho, el uso de AINE en pacientes con insuficiencia cardíaca crónica se asocia con un significativo aumento en morbi-mortalidad cardiovascular²². Sin embargo, a pesar de las advertencias, la utilización de este tipo de fármacos es tan frecuente que los pacientes acaban tomándolos.

Diversos estudios previos²³⁻²⁶ demuestran la asociación entre el consumo de AINE y la ocurrencia de eventos cardiovasculares presentando a los inhibidores selectivos de la COX-2 como los de mayor riesgo cardiovascular. El hecho de que estos fármacos se prescriban con mayor precaución entre pacientes que presentan riesgo cardiovascular puede situarse entre las causas que minimizan su presencia en esta correlación entre el consumo de AINE y SCA.

Un metanálisis reciente⁵ muestra que el diclofenaco, el ibuprofeno y los coxib producen el mismo efecto cardiovascular, sin embargo en nuestro trabajo se observa un mayor riesgo en los pacientes tratados con nabumetona, diclofenaco, ibuprofeno y los coxib por este orden.

Mientras que el naproxeno no mostró aumento del riesgo cardiovascular, a raíz del citado metanálisis, la Agencia Americana *Food and Drug Administration* (FDA) reunió al Comité Asesor de la Seguridad de los Medicamentos y la Gestión de Riesgos y decidió continuar con la advertencia de riesgo cardiovascular. El riesgo cardiovascular del naproxeno concuerda con el de nuestro estudio. Según nuestros datos podemos destacar cómo los AINE más seguros a nivel cardiovascular son los oxicams y los indolacéticos, por lo que sería aconsejable elegir estos fármacos en pacientes con posible riesgo cardiovascular.

La principal limitación de este trabajo es que no se accedió a la historia clínica de los pacientes sino que se trabajó con las bases de datos de facturación de recetas médicas y con las de diagnósticos del hospital mediante el conjunto mínimo básico de datos, aunque quedaría paliada en parte por el hecho de que las comorbilidades eran similares en los grupos de expuestos y no expuestos. Tampoco se dispuso de información sobre automedicación, ya que los datos de consumo farmacéutico se obtienen a partir de las recetas facturadas en la oficina de farmacia.

En conclusión, el consumo de AINE se asocia a un mayor riesgo de síndrome coronario agudo sobretodo con los fármacos considerados como tradicionales, por lo que es necesario realizar un seguimiento de los pacientes que utilicen estos fármacos y no se deberían tomar durante tiempos prolongados ni a dosis altas por pacientes que presenten riesgo cardiovascular.

BIBLIOGRAFÍA

1. Day MD, Morrison B, Luza A, Castaneda O, Strusberg A, Nahir M et al. A randomised trial of the efficacy and tolerability of the COX-2 inhibitor rofecoxib vs ibuprofen in patients with osteoarthritis. *Arch Intern Med.* 2000;160: 1781-87.
2. Agencia Española del Medicamento y Productos Sanitarios. Utilización de medicamentos antiinflamatorios no esteroideos (AINE) en España durante el período 2000-2012. Informe de utilización de medicamentos U/AIN/15012014. Madrid: Agencia Española del Medicamento y Productos Sanitarios; 2014. [citado 31 de enero de 2014]. Disponible en: <http://www.aemps.gob.es>
3. Chen LC, Ashcroft DM. Risk of myocardial infarction associated with selective COX-2 inhibitors: meta-analysis of randomised controlled trials. *Pharmacoepidemiol Drug Saf.* 2007;16:762-72.
4. Trelle S, Reichenbach S, Wandel S, Hildebrand P, Tschannen B, Villiger PM, Egger M, Jüni P. Cardiovascular safety of non-steroidal anti-inflammatory drugs: network meta-analysis. *BMJ.* 2011;342:c7086.
5. Bhala N, Emberson J, Merhi A y cols. Vascular and upper gastrointestinal effects of non-steroidal anti-inflammatory drugs: meta-analyses of individual participant data from randomised trials. *Lancet.* 2013;382:769-79.
6. Varas-Lorenzo C, Riera-Guardia N, Calingaert B, Castellsague J, Pariente A, Scottil L, Stukernboom M and Perez-Gutthann S. Stroke Risk and Nonsteroidal Anti-inflammatory Drugs. A Systematic Review of Observational Studies. *Pharmacoepidemiol Drug Saf.* 2011;20:1225-36.
7. McGettigan P, Henry D Cardiovascular risk and inhibition of cyclooxygenase: a systematic review of the observational studies of selective and non-selective inhibitors of cyclooxygenase 2. *JAMA.* 2006;296:1633-44.

8. McGettigan P, Henry D. Cardiovascular risk with non-steroidal anti-inflammatory drugs: systematic review of population-based controlled observational studies. *PLoS Med.* 2011;8:e1001098.
9. Valderas JM, Mendivil J, Parada A, Losada-Yáñez M, Alonso J. Development of a geographic filter for PubMed to identify studies performed in Spain. *Rev Esp Cardiol.* 2006;59:1244-51.
10. García Rodríguez LA, González-Pérez A, Bueno H, Hwa J. NSAID use selectively increases the risk of non-fatal myocardial infarction: a systematic review of randomised trials and observational studies. *PLoS One.* 2011;6:e16780.
11. Varas-Lorenzo C, Castellsague J, Stang MR, Perez-Gutthann S, Aguado J, Rodríguez LA. The use of selective cyclooxygenase-2 inhibitors and the risk of acute myocardial infarction in Saskatchewan, Canada. *Pharmacoepidemiol Drug Saf.* 2009;18:1016-25.
12. García Rodríguez LA, Tacconelli S, Patrignani P. Role of dose potency in the prediction of risk of myocardial infarction associated with nonsteroidal anti-inflammatory drugs in the general population. *J Am Coll Cardiol.* 2008; 11;52:1628-36.
13. García Rodríguez LA, Egan K, FitzGerald GA. Traditional nonsteroidal anti-inflammatory drugs and postmenopausal hormone therapy: a drug-drug interaction? *PLoS Med.* 2007; 4:e157.
14. García Rodríguez LA, González-Pérez A. Long-term use of non-steroidal anti-inflammatory drugs and the risk of myocardial infarction in the general population. *BMC Med.* 2005;29:17.
15. García Rodríguez LA, Varas-Lorenzo C, Maguire A, González-Pérez A. Nonsteroidal anti-inflammatory drugs and the risk of myocardial infarction in the general population. *Circulation.* 2004 ;109:3000-6.
16. García Rodríguez LA. The effect of NSAIDs on the risk of coronary heart disease: fusion of clinical pharmacology and pharmacoepidemiologic data. *Clin Exp Rheumatol.* 2001;19:S41-4.
17. García Rodríguez LA, Varas C, Patrono C. Differential effects of aspirin and non-aspirin nonsteroidal antiinflammatory drugs in the primary prevention of myocardial infarction in postmenopausal women. *Epidemiology.* 2000;11:382-7.
18. Sánchez Serrano JL, Tenias Burillo JM, Chinchilla Fernández MI. Asociación entre el síndrome coronario agudo y el consumo de antiinflamatorios no esteroideos. *Ars Pharma.* 2015; 56:1-7.
19. Instituto Nacional de Estadística. Cifras de población [citado 10 de enero 2013]. Disponible en: http://www.ine.es/inebmenu/mnu_cifraspob.htm
20. Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad. Clasificación Internacional de Enfermedades 10.^a Revisión, Modificación Clínica. Edición Española [citado el 2 de noviembre de 2015]. Disponible en: Madrid: Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad, 2014. Disponible en: http://eciemaps.mspsi.es/ecieMaps/browser/index_10_mc.html
21. Boletín Oficial del Estado. Real decreto 1348/2003, de 31 de octubre, por el que se adapta la clasificación anatómica de medicamentos al sistema de clasificación ATC. BOE núm 264 de 4-11-2003.
22. MHRA Public Assessment Report Non-steroidal anti-inflammatory drugs and cardiovascular risks in the general population. London: MHRA; 2010.
23. Hamm C. W, Bassand J-P, Agewall S, Bax J, Boersma E, Bueno H et al. Guía de práctica clínica de la ESC para el manejo del síndrome coronario agudo en pacientes sin elevación persistente del segmento ST. Artículo especial. *Rev Esp Cardiol.* 2012; 65:173.e1-e55
24. Schjerning Olsen, Anne-Marie, Fosbøl, Emil L, Lindhardsen, Jesper, Folke, Fredrik Charlot, Mette et al. Duration of treatment with nonsteroidal anti-inflammatory drugs and impact on risk of death and recurrent myocardial infarction in patients with prior myocardial infarction: a nationwide cohort study. *Circulation.* 2011;123: 2226-35.
25. Bresalier, Robert S, Sandler, Robert S, Quan, Hui, Bolognese, James a, Oxenius, Bettina, Horgan, Kevin et al. Cardiovascular events associated with rofecoxib in a colorectal adenoma chemoprevention trial. *N Eng J Med.* 2005;352: 1092-102.
26. Bombardier C, Laine L, Ricin A, Shapiro D, Burgos-Vargas R, Davis B, et al. Comparison of upper gastrointestinal toxicity of rofecoxib and naproxen in patients with rheumatoid arthritis. *N Eng J Med.* 2000;343: 1520-28.
27. Lennernas H, Fager G. Pharmacodynamics and pharmacokinetics of the HMG-COA reductase inhibitors: similarities and differences. *Clin Pharmacokinet* 1997;32: 403-425.
28. Gislason, Gunnar H, Jacobsen, Søren, Rasmussen, Jeppe N, Rasmussen, Søren Buch, Pernille, Friberg, Jens. Risk of death or reinfarction associated with the use of selective cyclooxygenase-2 inhibitors and nonselective nonsteroidal antiinflammatory drugs after acute myocardial infarction. *Circulation.* 2006;113: 2906-13.

ORIGINAL BREVE

VACUNACIÓN ANTIGRI PAL EN ESTUDIANTES DE ENFERMERÍA DURANTE LA TEMPORADA 2014-2015

Ignacio Hernández-García (1), Antonio Manuel Cardoso-Muñoz (2), Luis Félix Valero-Juan (3) y M^a Teresa Giménez-Júlvez (1).

(1) Servicio de Medicina Preventiva y Salud Pública. Hospital Universitario Infanta Leonor - Hospital Virgen de la Torre. Madrid. España.

(2) Departamento de Enfermería y Fisioterapia. Universidad de Salamanca. Salamanca. España.

(3) Departamento de Medicina Preventiva y Salud Pública. Universidad de Salamanca. Salamanca. España.

RESUMEN

Fundamentos: Los estudiantes en prácticas en centros sanitarios de Castilla-León están incluidos como grupo diana de vacunación antigripal desde la temporada 2012-2013. Nuestro objetivo fue conocer la cobertura de vacunación antigripal de estudiantes de enfermería y los factores determinantes de la vacunación.

Métodos: Estudio analítico transversal que incluyó a todos los estudiantes matriculados en la carrera de enfermería de una Universidad castellano-leonesa durante el año académico 2014-2015. Para obtener la información se utilizó un cuestionario autocumplimentado que recogió estatus vacunal frente a gripe 2014-2015, razones para vacunarse y 10 preguntas sobre conocimientos generales de vacunas. Se calcularon frecuencias absolutas y relativas. La significación estadística se estudió utilizando la prueba chi-cuadrado y regresión logística múltiple.

Resultados: De los 340 estudiantes incluidos respondieron 227 (66,8%). El 5,3% refirió haberse vacunado. Las principales razones para vacunarse fueron: autoprotección (75%), protección de familiares y amigos (58,3%) y protección a pacientes (50%). Como motivos para no vacunarse destacaron: nadie me ha ofrecido vacunarme (59,2%) y no presentar ningún riesgo de tener gripe o sus complicaciones (40,8%). El 22,0% contestó adecuadamente 8 o más preguntas. Conocer que los componentes de las vacunas no son peligrosos se asoció con vacunarse ($p=0,023$).

Conclusiones: La cobertura fue baja respecto a la descrita en trabajadores sanitarios. El nivel de conocimientos es mejorable. Además, conocer que las dosis de sustancias químicas de las vacunas no son peligrosas se asoció con vacunarse.

Palabras clave. Estudiantes de enfermería. Vacuna antigripal. Cobertura de vacunación; Conocimiento. España.

Correspondencia

Ignacio Hernández-García.
Servicio de Medicina Preventiva y Salud Pública. Hospital Universitario Infanta Leonor - Hospital Virgen de la Torre.
C/ Gran Vía del Este, 80.
28031 Madrid, España.
Teléfono: 911 918 190
ignaciohernandez79@yahoo.es

DOI:

ABSTRACT

Influenza Vaccination among Nursing Students from a University of Castilla-León for the 2014-2015 Season after their Inclusion as Target Group for Vaccination

Background: Trainee students in healthcare settings of Castilla-León have been included as target group for influenza vaccination since 2012-2013 season. Our aim was to determine vaccination coverage against seasonal influenza virus among nursing students and to identify its determining factors after the implementation of such indication.

Methods: An analytical cross-sectional study was performed during the 2014-2015 school year. It included all enrolled nursing students from a university of Castilla-León. The information (2014-2015 influenza vaccination status, reasons and 10 questions about knowledge of vaccines) was obtained by a self-administered questionnaire. Absolute and relative frequencies were calculated and the associations were evaluated using a Chi-square test and logistic regression.

Results: 227 students of the 340 (66.8%) completed the questionnaire. 5.3% of them reported having been vaccinated. The main reasons to be vaccinated were: self-protection (75%), protection of family/friends (58.3%) and protection of patients (50%). The main reasons to be unvaccinated were: nobody has offered to vaccinate me (59.2%) and not having risk of influenza or its complications (40.8%). At least 8 knowledge questions were answered correctly by 22.0% of students. Being aware that vaccines components are not dangerous was associated with vaccination ($p=0,023$).

Conclusions: The coverage was low regarding rates in health-care workers. Therefore, it is necessary to develop strategies to promote and raise awareness regarding vaccination in this group. The level of knowledge was improvable. Since the knowledge that the doses of chemical substances in vaccines are not dangerous was associated with vaccination, specific educational programs should be carried out at universities to improve/reinforce the students' knowledge regarding vaccines.

Key words: Students; Nursing; Influenza Vaccines; Immunization Coverage; Knowledge; Spain.

INTRODUCCIÓN

La vacunación antigripal en trabajadores sanitarios (TS) y estudiantes sanitarios que realizan sus prácticas con pacientes es una medida recomendada por diversas instituciones internacionales, así como por los *Centers for Disease Control and Prevention*¹ o la Organización Mundial de la Salud², con el propósito de disminuir el riesgo de que adquieran la gripe y la transmitan a los pacientes.

Sin embargo, pese a haberse propuesto e implementado diversas medidas para conseguir coberturas vacunales elevadas en ambos colectivos³⁻⁸, las frecuencias de vacunación antigripal en países occidentales continúan siendo mejorables, oscilando entre un 14,0%⁵ y un 66,9%⁶ en TS de Noruega y Estados Unidos (EEUU) y entre un 10,3%⁷ y un 68,9%⁸ en estudiantes sanitarios italianos y norteamericanos, respectivamente. Tales coberturas constituyen un auténtico problema de salud pública, ya que el 17% de las personas hospitalizadas con gripe adquieren la misma durante su ingreso⁹.

España no es ajena al contexto descrito y en sus centros sanitarios se han desarrollado diversos programas de intervención en TS con los que se han alcanzado coberturas vacunales del 26,5%¹⁰ y 27,5%¹¹. Además, determinadas Comunidades Autónomas, como Castilla y León, desde la temporada 2012-2013¹² han ampliado los grupos diana de vacunación antigripal recomendados por el Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad¹³, incluyendo también a los estudiantes sanitarios en prácticas con pacientes¹².

Dado que las únicas investigaciones sobre la vacunación antigripal en estudiantes sanitarios españoles se efectuaron antes de la temporada 2012-2013^{14,15}, principalmente en estudiantes de medicina¹⁵, a fin de conocer sus intenciones de vacunarse cuando fueran profesionales^{14,15}, se realizó este trabajo con los objetivos de cuantificar, en estudiantes de enfermería de una Universidad castellano-

leonesa, la cobertura antigripal obtenida tras ser incluidos como grupo diana de vacunación, conocer los motivos que refieren para vacunarse o no, valorar determinados conocimientos que tienen sobre las vacunas y establecer qué factores se asocian a que reciban esta vacuna.

SUJETOS Y MÉTODOS

Estudio analítico transversal que incluyó a los 340 estudiantes matriculados en la carrera de enfermería de la Universidad de Salamanca durante el año académico 2014-2015. Los alumnos comenzaron a hacer sus prácticas clínicas en centros sanitarios a partir del 23 de septiembre 2014.

La información se obtuvo utilizando un cuestionario autocumplimentado, construido a partir de los elaborados por Wicker¹⁶ y Lehmann *et al*¹⁷, en el que se recogieron: a) datos demográficos: sexo, edad (17-22, 23-28, 29-33, 34-38 y 39 o más años), curso y nacionalidad (española y otras); b) estado de vacunación frente a la gripe 2014-2015; a su vez, se facilitó un cuestionario sobre las razones para justificar haberla recibido o no, pudiendo escoger varias; y c) valoración de conocimientos relacionados con la disposición a vacunarse de gripe (anexo 1).

Para evaluar los conocimientos se utilizó una escala cuya fiabilidad y validez fueron descritas previamente por Zingg y Siegrist¹⁸, y que fue traducida al castellano por uno de los autores (IHG) que tenía como lengua materna el castellano. Posteriormente, la versión en español fue retrotraducida al inglés contratando los servicios de un traductor bilingüe independiente, adscrito al Servicio Central de Idiomas de la Universidad de Salamanca, para confirmar la exactitud de la traducción.

Entre el 16 y el 22 de abril de 2015, un profesor de la Escuela Universitaria de Enfermería repartió el cuestionario entre el alumnado presente en el momento de realización del estudio. En cada curso, el cuestionario se pasó

una sola vez, en los minutos finales de las clases en las que mayor asistencia suele haber. Asimismo, dicho profesor explicó el objetivo del estudio y la forma de cumplimentar el test, informando del carácter confidencial, voluntario y anónimo de la investigación.

Se realizó un análisis descriptivo de todas las variables e ítems de la escala de conocimientos y se evaluó si existían diferencias según curso (categorizado en primero-segundo y tercero-cuarto). Además, se efectuó un análisis univariante, en el que se consideró como variable dependiente haber recibido la vacuna antigripal 2014-2015 y como variables independientes al resto, ítems de la escala de conocimientos inclusive. Se utilizó la prueba chi-cuadrado o, en su caso, el test exacto de Fisher, y para cuantificar la asociación se calculó la Odds Ratio (OR) con sus intervalos de confianza del 95% (IC95%). Finalmente se llevó a cabo un análisis de regresión logística múltiple con las variables en las que se observó asociación estadísticamente significativa en el análisis univariante. El nivel de significación estadística considerado en todos los contrastes de hipótesis fue $p < 0,05$ y el programa de análisis empleado el SPSS v22.0.

RESULTADOS

La tasa de respuesta fue del 66,8% (227 de los 340 estudiantes matriculados; 75,8% (69/91) de primero, 62,8% (54/86) de segundo, 75,9% (63/83) de tercero y 51,3% (41/80) de cuarto curso). De quienes respondieron, 192 (84,6%) eran mujeres (en particular, el 87,0% de los de primer, 83,3% de los de segundo, 82,5% de los de tercer y 85,4% de los de cuarto curso eran mujeres). El 85,9% tenían una edad de entre 17 y 22 años (por curso, el 92,8% de los de primero, 90,7% de los de segundo, 92,1% de los de tercero y 58,5% de los de cuarto pertenecían a dicho grupo de edad). Todos estos estudiantes que respondieron al cuestionario lo rellenaron completamente, excepto cuatro estudiantes no vacunados que no señalaron los motivos de no haber recibido la vacuna.

La cobertura vacunal fue del 5,3% (12/227) de los estudiantes durante la temporada 2014-2015 (primer curso: 1,4% (1/69); segundo curso: 3,7% (2/54); tercer curso: 3,2% (2/63); cuarto curso: 17,1% (7/41)). Entre las razones para haber recibido la vacuna antigripal destacaron: autoprotección (75%), proteger a mi familia y amigos (58,3%), y proteger a los pacientes que atiende (50%). No se observaron diferencias significativas según curso (tabla 1).

Los principales motivos alegados para justificar no vacunarse fueron: nadie me ha ofrecido vacunarme de la gripe (59,2%), no tener ningún riesgo específico de tener gripe o sus complicaciones (40,8%) y no pertenecer a ningún grupo de la población en el que se recomiende recibir esta vacuna (37,9%). Además, en las mencionadas dos últimas razones se detectaron diferencias significativas según el curso, las cuales llegaron a ser de hasta 17,1 puntos porcentuales entre los estudiantes de primer-segundo con respecto a los de tercer-cuarto curso (tabla 1).

En lo referente a los conocimientos analizados, 50 (22,0%) estudiantes contestaron de manera correcta al menos a ocho de las diez preguntas, sin haber diferencias significativas según el curso (primer-segundo curso: 23 de 123 (18,7%); tercer-cuarto curso: 27 de 104 (26,0%); $p=0,188$). El mayor porcentaje de respuestas correctas se obtuvo para las preguntas relativas a conocer que las vacunas son necesarias pese a que las enfermedades puedan tratarse (96,0%) y saber que la eficacia de las vacunas ha sido demostrada (89,4%). Por su parte, conocer que las vacunas no aumentan la aparición de alergias y que el sistema inmune de los niños no se satura por recibir muchas vacunas fueron las preguntas que, con menor frecuencia, fueron respondidas adecuadamente (19,8% y 29,9%, respectivamente).

Según el curso, se observaron diferencias estadísticamente significativas en cinco de los conocimientos evaluados, principalmente en

Tabla 1
Razones alegadas para haber recibido o no la vacuna antigripal según el curso

	1º-2º curso n (%)	3º-4º curso n (%)	p
Razones alegadas para haber recibido la vacuna:			
Autoprotección (protegerme del virus de la gripe)	2 (66,7)	7 (77,8)	1,000
Proteger a mi familia y amigos	2 (66,7)	5 (55,6)	1,000
Proteger a los pacientes que atienda	1 (33,3)	5 (55,6)	1,000
Ética en el trabajo sobre no infectar a nadie	1 (33,3)	5 (55,6)	1,000
Me lo ha recomendado un médico	2 (66,7)	2 (22,2)	0,236
Padezco una enfermedad crónica	1 (33,3)	2 (22,2)	1,000
La vacuna es segura	1 (33,3)	2 (22,2)	1,000
Me lo ha recomendado una enfermera	0 (0)	1 (11,1)	1,000
Ser un ejemplo positivo para los pacientes	0 (0)	0 (0)	-
Vacunarme es gratis	0 (0)	0 (0)	-
Total estudiantes	3	9	
Razones alegadas para no haber recibido la vacuna:			
Nadie me ha ofrecido vacunarme de la gripe	73 (61,9)	52 (55,9)	0,382
No tener ningún riesgo específico de tener gripe o sus complicaciones	57 (48,3)	29 (31,2)	0,012
No pertenecer a ningún grupo de la población en el que se recomiende recibir esta vacuna	53 (44,9)	27 (29,0)	0,018
La gripe no es una enfermedad grave	17 (14,4)	14 (15,1)	0,895
No tuve la posibilidad de vacunarme	12 (10,2)	17 (18,3)	0,089
Miedo a las reacciones adversas de la vacuna	10 (8,5)	13 (13,9)	0,203
La vacuna puede causar la gripe	9 (7,6)	7 (7,5)	0,978
La vacuna produce una protección insuficiente	7 (5,9)	7 (7,5)	0,644
Miedo a las agujas / pinchazos	3 (2,5)	2 (2,2)	1,000
Contraindicación médica	0 (0)	0 (0)	-
Total estudiantes	118	93	

Tabla 2
Conocimientos de los estudiantes de enfermería según el curso

		1º-2º curso (n=123) n (%)	3º-4º curso (n=104) n (%)	p
La vacuna de la gripe está indicada en todos los trabajadores de los centros sanitarios	Verdadero*	85 (69,1)	88 (84,6)	0,006
	Falso/no lo sé	38 (30,9)	16 (15,4)	
Las vacunas son innecesarias ya que las enfermedades pueden ser tratadas (ej. con antibióticos)	Falso*	117 (95,1)	101 (97,1)	0,513
	Verdadero / No lo sé	6 (4,9)	3 (2,9)	
La viruela aún existiría si no se hubieran aplicado programas de vacunación masivos	Verdadero*	96 (78,0)	67 (64,4)	0,023
	Falso/no lo sé	27 (22,0)	37 (35,6)	
La eficacia de las vacunas ha sido demostrada	Verdadero*	111 (90,2)	92 (88,5)	0,663
	Falso/no lo sé	12 (9,8)	12 (11,5)	
Los niños estarían más inmunizados si no se vacunaran siempre contra todas las enfermedades	Falso*	70 (56,9)	80 (76,9)	0,002
	Verdadero / No lo sé	53 (43,1)	24 (23,1)	
El autismo, la esclerosis múltiple o la diabetes, pueden desencadenarse por determinadas vacunas	Falso*	45 (36,6)	51 (49,0)	0,058
	Verdadero / No lo sé	78 (63,4)	53 (51,0)	
El sistema inmune de los niños no se satura por recibir muchas vacunas	Verdadero*	33 (26,8)	35 (33,7)	0,263
	Falso/no lo sé	90 (73,2)	69 (66,3)	
Muchas vacunas se administran demasiado pronto, por lo que la inmunidad de la propia persona no tiene la posibilidad de desarrollarse	Falso*	37 (30,1)	45 (43,3)	0,039
	Verdadero / No lo sé	86 (69,9)	59 (56,7)	
Las dosis de las sustancias químicas que forman parte de las vacunas no son peligrosas para las personas	Verdadero*	58 (47,2)	57 (54,8)	0,251
	Falso/no lo sé	65 (52,8)	47 (45,2)	
Las vacunas aumentan la aparición de alergias	Falso*	18 (14,6)	27 (25,9)	0,033
	Verdadero / No lo sé	105 (85,4)	77 (74,1)	

* Respuesta correcta

Tabla 3
Asociación entre características de los alumnos, conocimientos sobre vacunas y haber recibido la vacuna antigripal 2014-2015

		Vacunado gripe 2014-2015		OR (IC 95%)**
		Si (n=12)	No (n=215)	
Edad (años)	≥ 23	6 (50%)	26 (12,1%)	6,1 (2,1-17,7)
	17-22	6 (50%)	189 (87,9%)	1
Sexo n (%)	Hombre	1 (8,3%)	34 (15,8%)	0,5 (0,1-3,7)
	Mujer	11 (91,7%)	181 (84,2%)	1
Nacionalidad n (%)	Española	12 (100%)	211 (98,1%)	-
	No española	0	4 (1,9%)	-
Curso n (%)	3º y 4º	9 (75%)	95 (44,2%)	3,8 (1,1-13,3)
	1º y 2º	3 (25%)	120 (55,8%)	1
Conocimientos de los estudiantes sobre las vacunas				
La vacuna antigripal está indicada en todos los trabajadores de centros sanitarios	Verdadero*	12 (100%)	161 (74,9%)	-
	Falso/No lo sé	0 (0%)	54 (25,1%)	-
Las vacunas son innecesarias ya que las enfermedades pueden ser tratadas	Falso*	12 (100%)	206 (95,8%)	-
	Verdadero/No lo sé	0 (0%)	9 (4,2%)	-
La viruela aún existiría si no se hubieran aplicado programas de vacunación masivos	Verdadero*	8 (66,7%)	155 (72,1%)	0,8 (0,3-2,5)
	Falso/No lo sé	4 (33,3%)	60 (27,9%)	1
La eficacia de las vacunas ha sido demostrada	Verdadero*	11 (91,7%)	192 (89,3%)	1,3 (0,2-9,6)
	Falso/No lo sé	1 (8,3%)	23 (10,7%)	1
Los niños estarían más inmunizados si no se vacunarán siempre contra todas las enfermedades	Falso*	8 (66,7%)	142 (66,0%)	1,0 (0,3-3,3)
	Verdadero/No lo sé	4 (33,3%)	73 (34,0%)	1
El autismo, la esclerosis múltiple o la diabetes, pueden desencadenarse por determinadas vacunas	Falso*	3 (25,0%)	93 (43,3%)	0,5 (0,1-1,6)
	Verdadero/No lo sé	9 (75,0%)	122 (56,7%)	1
El sistema inmune de los niños no se satura por recibir muchas vacunas	Verdadero*	5 (41,7%)	63 (29,3%)	1,7 (0,6-5,1)
	Falso/No lo sé	7 (58,3%)	152 (70,7%)	1
Muchas vacunas se administran demasiado pronto, por lo que la inmunidad de la propia persona no tiene la posibilidad de desarrollarse	Falso*	5 (41,7%)	77 (35,8%)	1,3 (0,4-3,9)
	Verdadero/No lo sé	7 (58,3%)	138 (64,2%)	1
Las dosis de las sustancias químicas que forman parte de las vacunas no son peligrosas para las personas	Verdadero*	10 (83,3%)	105 (48,8%)	4,9 (1,1-21,7)
	Falso/No lo sé	2 (16,7%)	110 (51,2%)	1
Las vacunas aumentan la aparición de alergias	Falso*	6 (50,0%)	39 (18,1%)	4,0 (1,4-11,9)
	Verdadero/No lo sé	6(50,0%)	176 (81,9%)	1

Resultados expresados como frecuencias absolutas (n) y relativas (%). *Respuesta correcta. **OR (IC 95%): Odds Ratio (Intervalo de confianza del 95%).

saber que la vacuna de la gripe está indicada en todos los trabajadores de los centros sanitarios y considerar falsa la afirmación de que los niños estarían más inmunizados si no se vacunarán siempre contra todas las enfermedades, en los que los porcentajes de respuestas correctas fueron, respectivamente, 15,5 y 20,0 puntos más altos en estudiantes de tercer-cuarto curso que en los de primer-segundo curso (tabla 2).

Los resultados del análisis univariante se recogen en la tabla 3. En ella se observa cómo la edad, el curso, conocer que las dosis de las sustancias químicas que forman parte de las vacunas no son peligrosas, así como saber que las vacunas no aumentan la aparición de alergias, se asociaron significativamente con haber recibido la vacuna antigripal 2014-2015. Los resultados del análisis de regresión logística mostraron cómo las variables que fi-

nalmente se asociaron con haberse vacunado fueron la edad (OR: 8,7 (IC95%: 2,5-30,4) y conocer que las dosis de las sustancias químicas incluidas en las vacunas no son peligrosas para las personas (OR: 6,3 (IC95%: 1,3-30,9).

DISCUSIÓN

Este trabajo es el primer estudio que ha analizado los motivos por los que los estudiantes de enfermería de una universidad española se vacunan de gripe, ya que las investigaciones realizadas hasta ahora en nuestro medio sobre vacunación antigripal y estudiantes sanitarios se centraron en conocer su intención de ser vacunados cuando trabajen^{14,15}.

La cobertura de vacunación (5,3%) fue menor que la documentada en estudiantes de enfermería de Reino Unido (21,5%)¹⁹ o de medicina de EEUU (48%⁸, 63%²⁰). También fue menor que la alcanzada recientemente en TS de nuestro país^{10,11,21}, en los que la frecuencia de vacunación osciló entre un 24,4%²¹ y un 27,5%¹¹ en personal sanitario en general, y entre un 25,3%¹¹ y un 29,4%¹⁰ en diplomados de enfermería en particular.

Asimismo, la cobertura obtenida fue mucho menor que la intención de vacunación descrita en estudiantes de enfermería de nuestra universidad en una investigación previa, cuando aún no eran considerados grupo diana, en la que se observó cómo el 32,8% de los alumnos manifestaron tener intención de vacunarse cuando fueran TS¹⁴. Este hallazgo discrepa con la evidencia actual, dado que autores como Kwon²² y Godin²³ han demostrado, respectivamente, que la diferencias entre la intención de recibir la vacuna antigripal y la cobertura de vacunación que finalmente se obtiene no son estadísticamente significativas²², y cómo la intención representa el principal factor que determina que el TS se vacune de gripe²³.

A este respecto, la principal razón por la que más de la mitad de los estudiantes justificaron no haberse vacunado (“nadie me

ha ofrecido vacunarme de la gripe”) podría ser, en sí misma, una explicación de la discrepancia anterior. Así, al revisar el material que la Junta de Castilla y León elaboró para implementar la campaña de vacunación²⁴ se observa cómo no constan estrategias de captación/promoción específicas para estudiantes en prácticas en centros sanitarios (que sin embargo sí constan para TS, enfermos con patologías crónicas y mujeres embarazadas). Además, en el material gráfico empleado para informar sobre la campaña y promocionar la vacunación, no se menciona a estos estudiantes (folletos y carteles).

Por todo ello, para mejorar las futuras coberturas vacunales en este grupo de la población, consideramos necesario que se diseñe una estrategia de captación específica, en la que además en el material gráfico a utilizar se incluya información sobre que los estudiantes forman parte de uno de los grupos diana de la vacunación antigripal, así como el lugar donde pueden recibir la vacuna.

Para desarrollar la mencionada estrategia podrían servir, como ejemplos, la de la Universidad de Nottingham, donde la vacunación antigripal es ofertada a los estudiantes por el Servicio de Prevención de la Universidad¹⁹, entre otros, o la implementada en el Hospital Universitario de Frankfurt, donde la vacuna se oferta a los estudiantes sanitarios de la misma manera que a los TS, mediante equipos móviles de vacunación en los diferentes Servicios y en el Servicio de Prevención¹⁶. En particular, la aplicación de esta última estrategia ha contribuido a que únicamente el 16,9% de los estudiantes de dicho hospital que no se han vacunado de la gripe manifiesten no haberlo hecho porque nadie les ha ofrecido vacunarse¹⁷.

Otra razón que con frecuencia los alumnos señalaron para justificar no vacunarse fue considerar no presentar ningún riesgo específico de tener gripe o sus complicaciones, hecho que evidencia cómo algunos estudiantes no reconocen su papel en la trans-

misión del virus. Por este motivo es necesario que durante su formación universitaria se incida en la responsabilidad ética que tienen de proteger frente a gripe a los pacientes con los que hacen sus prácticas, evitando actuar como vectores de la transmisión nosocomial del virus⁸.

De forma similar a otros trabajos realizados en estudiantes sanitarios^{8,17,19} y TS²⁵, el miedo a las reacciones adversas (RA) también destacó como argumento para no vacunarse. Sin embargo, dada la seguridad de la vacuna^{13,26}, ningún alumno debería justificar no vacunarse por temer RA. Por ello, en su formación se debe informar sobre las posibles reacciones y su benignidad, incidiendo en que la vacuna utilizada no puede causar gripe. Asimismo, a raíz de los resultados obtenidos al valorar sus conocimientos, se hace necesario explicarles detalladamente que, al igual que otras vacunas, tampoco puede causar autismo, esclerosis múltiple, diabetes o alergias, insistiendo además en que las dosis de las sustancias químicas que la componen no son peligrosas, dado que conocer este aspecto se asoció significativamente con que nuestros alumnos se hubieran vacunado.

Por su parte, en lo referente a la valoración de conocimientos, pese a observarse una mejora general a lo largo de la carrera, coincidiendo con otros autores^{8,15}, y que determinados conocimientos de los alumnos de los primeros cursos fueron ligeramente mejores que los descritos en alumnos de segundo de medicina de otros países como Alemania (con porcentajes de respuestas correctas del 63,5% y 92,6%, respectivamente²⁷), la mayoría de los conocimientos se encontraron lejos de poder ser considerados como aceptables.

De este modo, reforzar la formación que se imparte en la Escuela sobre la vacuna antigripal y sobre las vacunas en general (con tres asignaturas en tercer curso, dos en segundo, así como la posibilidad de que en cualquiera de las prácticas realizadas a lo largo de la carrera se les facilite información sobre ellas)

aparece como una auténtica necesidad, sobre todo si además se tiene en cuenta que: a) los conocimientos objeto de estudio se relacionaron con la disposición de las personas a recibir la vacuna antigripal¹⁸, b) los conocimientos de los alumnos de tercer-cuarto curso fueron mejorables. Este hallazgo es importante porque la falta de conocimientos con los que los estudiantes finalizan la carrera puede contribuir al mantenimiento de las bajas coberturas vacunales que se registran en nuestro país, ya no solo en TS sino en población general, pues difícilmente un graduado en enfermería se vacunará, y recomendará a sus pacientes que se vacunen frente a la gripe, o frente a otras enfermedades, si desconoce las indicaciones, efectividad o seguridad de las vacunas (de hecho por ejemplo, en nuestro país, únicamente el 34,3% de las enfermeras no vacunadas de gripe recomiendan recibir esta vacuna a las embarazadas que atienden durante su primer trimestre²⁸), y c) pese a que la importancia de impartir formación para conseguir incrementar las coberturas vacunales se ha cuestionado al estimar que proporcionar formación no asegura su comprensión²⁹, en la carrera sí se puede asegurar la comprensión al evaluarla con exámenes.

Entre las principales razones para justificar haberse vacunado se hallaron la autoprotección y proteger a familiares y amigos. Dichas razones son mencionadas por otros autores entre los argumentos que con más frecuencia usan los estudiantes de enfermería¹⁹ y medicina^{8,17} para recibir la vacuna antigripal. Además, que solo el 50% de los alumnos aludieran a proteger a los pacientes vuelve a manifestar, probablemente, una falta de conocimientos en el resto de estudiantes en cuanto a su papel en la transmisión nosocomial del virus.

Por todo lo anterior, a parte de reforzar la formación que se imparte en la Escuela, con las consideraciones que hemos señalado previamente, tanto su profesorado como los TS con los que hacen los alumnos sus prácticas, deberían incidir en explicarles la susceptibilidad que presentan frente al virus y la po-

sibilidad de que lo transmitan a pacientes, familiares y amigos^{1,2}. Esta medida debería ser implementada cuanto antes, dado que intervenir precozmente en su formación permite que desarrollen con mayor facilidad actitudes correctas hacia la vacunación antigripal¹⁷.

Nuestro estudio presenta varias limitaciones, entre las que se encuentra el haberse desarrollado en una única universidad, hecho que motiva que se precisen realizar trabajos similares para determinar si las necesidades formativas halladas son parecidas en el resto de Castilla-León, lo cual es previsible dada la semejanza de los programas formativos de nuestras universidades. Además, dado que nuestro trabajo se realizó específicamente en estudiantes de enfermería, no es posible extrapolar los resultados a la totalidad de estudiantes de las distintas carreras de ciencias de la salud, siendo necesario desarrollar investigaciones en ellas. Finalmente, pese a que la tasa de respuesta fue mucho mejor que la conseguida por otros autores^{8,16,27}, como Milunic (41%)⁸ o Wicker *et al* (23,8%)¹⁶, no se puede descartar la existencia de un posible sesgo por no respuesta, frecuente en esta clase de investigaciones³⁰.

Con nuestro trabajo se muestra que es esencial implementar estrategias específicas de sensibilización y promoción con las que mejorar la cobertura de vacunación en el colectivo de estudiantes de enfermería, las cuales se han de desarrollar desde la Junta de Castilla y León, Universidad y centros sanitarios donde los alumnos hacen sus prácticas. Asimismo, como el antecedente de haber recibido la vacuna previamente representa un importante factor determinante de la vacunación antigripal²³, aplicar intervenciones para estimular a estos estudiantes a vacunarse podría suponer el primer paso para generar el hábito en años sucesivos, incluido cuando sean TS, con lo que se conseguirían mejorar también las futuras coberturas en personal sanitario.

BIBLIOGRAFÍA

1. Centers for Disease Control and Prevention (CDC). Prevention and control of seasonal influenza with vaccines. Recommendations of the Advisory Committee on Immunization Practices--United States, 2013-2014. *MMWR Recomm Rep* 2013;62(RR-07):1-43.
2. World Health Organization. Vaccination of Health Care Workers Recommended. [Último acceso 12 de agosto de 2015]. Disponible en: http://www.who.int/immunization/policy/Immunization_routine_table4.pdf
3. Mouzoon ME, Munoz FM, Greisinger AJ, Brehm BJ, Wehmanen OA, Smith FA, *et al*. Improving influenza immunization in pregnant women and healthcare workers. *Am J Manag Care* 2010;16:209-16.
4. Centers for Disease Control and Prevention (CDC). Interventions to increase influenza vaccination of health-care workers--California and Minnesota. *MMWR Morb Mortal Wkly Rep* 2005;54:196-9.
5. Mereckiene J, Cotter S, Nicoll A, Lopalco P, Noori T, Weber J, *et al*; VENICE project gatekeepers group. Seasonal influenza immunisation in Europe. Overview of recommendations and vaccination coverage for three seasons: pre-pandemic (2008/09), pandemic (2009/10) and post-pandemic (2010/11). *Euro Surveill* 2014;19(16):20780.
6. Lu PJ, Santibanez TA, Williams WW, Zhang J, Ding H, Bryan L, *et al*; Centers for Disease Control and Prevention (CDC). Surveillance of influenza vaccination coverage--United States, 2007-08 through 2011-12 influenza seasons. *MMWR Surveill Summ* 2013;62:1-28.
7. Bonaccorsi G, Lorini C, Porchia BR, Niccolai G, Martino G, Giannarelli L, *et al*. Influenza vaccination: coverage and risk perception among students of the health professions at Florence University, Italy. *Ann Ig* 2013;25:181-9.
8. Milunic SL, Quilty JF, Super DM, Noritz GH. Patterns of influenza vaccination among medical students. *Infect Control Hosp Epidemiol* 2010;31:85-8.
9. Adal KA, Flowers RH, Anglim AM, Hayden FG, Titus MG, Coyner BJ, *et al*. Prevention of nosocomial influenza. *Infect Control Hosp Epidemiol* 1996;17:641-8.
10. Camargo-Ángeles R, Villanueva-Ruiz CO, García-Román V, Mendoza-García JL, Conesa-Peñuela FJ, Tenza Iglesias I, *et al*. Evaluación de una novedosa campaña de vacunación de la gripe en personal sanitario en la temporada 2011-2012. *Arch Prev Riesgos Labor* 2014;17:26-30.

11. Arrazola MP, Benavente S, de Juanes JR, García de Codes A, Gil P, Jaén F, et al. Cobertura vacunal antigripal de los trabajadores de un hospital general, 2004–2011. *Vacunas* 2012;13:138-44.
12. Consejería de Sanidad. Junta de Castilla y León. Circular 8 de octubre de 2012 de la Dirección General de Salud Pública. Campaña de vacunación contra la gripe y el neumococo para la temporada 2012-2013.
13. Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad. Prevención de la Gripe. Vacunación antigripal. [Último acceso 9 de agosto de 2015]. Disponible en: <http://www.msssi.gob.es/ciudadanos/enfLesiones/enf-Transmisibles/gripe/gripe.htm>
14. Hernández-García I, Cardoso-Muñoz A, Moreno-Pascual C, Sáenz-González MC. Razones de los estudiantes sanitarios para tener intención de vacunarse o no de gripe cuando sean trabajadores sanitarios. *Enferm Clin* 2011;21:300-1.
15. Hernández-García I, González-Celador R, Giménez-Júlvez MT. Intención de los estudiantes de medicina de vacunarse contra la gripe en su futuro ejercicio profesional. *Rev Esp Salud Publica* 2014;88:407-18.
16. Wicker S, Rabenau HF, von Gierke L, François G, Hambach R, De Schryver A. Hepatitis B and influenza vaccines: important occupational vaccines differently perceived among medical students. *Vaccine* 2013;31:5111-7.
17. Lehmann BA, Ruiter RA, Wicker S, Chapman G, Kok G. Medical students' attitude towards influenza vaccination. *BMC Infect Dis* 2015;15:185.
18. Zingg A, Siegrist M. Measuring people's knowledge about vaccination: developing a one-dimensional scale. *Vaccine* 2012;30:3771-7.
19. Hunt C, Arthur A. Student nurses' reasons behind the decision to receive or decline influenza vaccine: a cross-sectional survey. *Vaccine* 2012;30:5824-9.
20. Christini AB, Shutt KA, Byers KE. Influenza vaccination rates and motivators among healthcare worker groups. *Infect Control Hosp Epidemiol* 2007;28:171-7.
21. Sánchez-Payá J, Hernández-García I, García-Román V, Camargo-Angeles R, Barrenengoa-Sañudo J, Villanueva-Ruiz CO, et al. Influenza vaccination among healthcare personnel after pandemic influenza H1N1. *Vaccine* 2012;30:911-5.
22. Kwon Y, Cho HY, Lee YK, Bae GR, Lee SG. Relationship between intention of novel influenza A (H1N1) vaccination and vaccination coverage rate. *Vaccine* 2010;29:161-5.
23. Godin G, Vézina-Im LA, Naccache H. Determinants of influenza vaccination among healthcare workers. *Infect Control Hosp Epidemiol* 2010;31:689-93.
24. Consejería de Sanidad. Junta de Castilla y León. Vacunación contra la gripe y neumococo temporada 2014-2015. [Último acceso 15 de agosto de 2015]. Disponible en: <http://www.saludcastillayleon.es/profesionales/es/vacunaciones/vacunacion-gripe-neumococo-temporada-2014-2015>
25. Wicker S, Rabenau HF, Doerr HW, Allwinn R. Influenza vaccination compliance among health care workers in a German university hospital. *Infection* 2009;37:197-202.
26. Alguacil Ramos AM, Lluch Rodrigo JA, Portero Alonso A, Martín Ivorra R, Pastor Villalba E. Variabilidad en la notificación de reacciones adversas a las vacunas de la gripe pandémica y estacional: Temporadas 2009-2010 y 2010-2011, Comunitat Valenciana. *Rev Esp Salud Publica* 2012;86:241-51.
27. Betsch C, Wicker S. E-health use, vaccination knowledge and perception of own risk: drivers of vaccination uptake in medical students. *Vaccine* 2012;30:1143-8.
28. Domínguez A, Godoy P, Castilla J, María Mayoral J, Soldevila N, Torner N, et al; CIBERES P Working Group for the Survey on Influenza Vaccination in Primary Health Care Workers. Knowledge of and attitudes to influenza in unvaccinated primary care physicians and nurses. *Hum Vaccin Immunother* 2014;10:2378-86.
29. Talbot TR. Improving rates of influenza vaccination among healthcare workers: educate; motivate; mandate?. *Infect Control Hosp Epidemiol* 2008;29:107-10.
30. Villar Álvarez F. Sesgos y factores de confusión. En: *Método Epidemiológico*. Madrid, Escuela Nacional de Sanidad; 2009.p. 47-73.

Anexo 1

Encuesta sobre las vacunas en general, y la vacuna de la gripe en particular en estudiantes de enfermería

La siguiente encuesta se realiza con el objetivo de aprender más sobre las vacunas en estudiantes. Su cumplimentación es anónima y voluntaria.

1. Por favor, marca tu género.

- Hombre
- Mujer

2. Por favor, marca tu nacionalidad.

- Española
- Otras

3. Por favor, marca la respuesta que mejor describa tu edad actual.

- 17-22 años
- 23-28 años
- 29-33 años
- 34-38 años
- 39 o más años

4. Por favor, marca el curso en el que estás matriculado.

- Primer curso Tercer curso
- Segundo curso Cuarto curso

5. ¿Te has vacunado de la gripe durante la pasada campaña de vacunación 2014-2015?

- Sí
- No

Por favor, responde a la pregunta 6 en caso de que te hayas vacunado frente a la gripe en la pasada campaña de vacunación 2014-2015.

6. ¿Cuál es la razón/es por la que te has vacunado de la gripe en la pasada campaña de vacunación 2014-2015?. Por favor, MARCA MÁS DE UNA opción SI LO CONSIDERAS NECESARIO.

- Autoprotección (protegerme a mí mismo del virus de la gripe)
- Proteger a mi familia y amigos
- Ética en el trabajo sobre no infectar a nadie
- Me lo ha recomendado un médico
- Me lo ha recomendado una enfermera
- Ser un ejemplo positivo para los pacientes
- Vacunarme es gratis
- La vacuna es segura
- Proteger a los pacientes que atienda
- Padezco una enfermedad crónica

Especifica cuál: _____

Por favor, responde a la pregunta 7 en caso de que NO te hayas vacunado frente a la gripe en la pasada campaña de vacunación 2014-2015.

7. ¿Cuál es la razón/es por la que NO te has vacunado frente a la gripe en la pasada campaña de vacunación 2014-2015?. Por favor, MARCA MÁS DE UNA opción SI LO CONSIDERAS NECESARIO.

- No tengo ningún riesgo específico de tener gripe o sus complicaciones
- La gripe no es una enfermedad grave
- Miedo a las reacciones adversas de la vacuna

- No pertenecer a ningún grupo de la población en el que se recomiende recibir esta vacuna
- La vacuna produce una protección insuficiente
- Nadie me ha ofrecido vacunarme de la gripe
- La vacuna puede causar la gripe
- No tuve la posibilidad de vacunarme
- Miedo a las agujas / pinchazos
- Contraindicación médica

Especifica cuál: _____

8. Por favor, responde verdadero o falso a cada uno de los siguientes enunciados:

La vacuna de la gripe está indicada en todos los trabajadores de los centros sanitarios

Verdadero/Falso/No lo sé

Las vacunas son innecesarias, ya que las enfermedades pueden ser tratadas (ej. con antibióticos)

Verdadero/Falso/No lo sé

La viruela aún existiría si no se hubieran aplicado programas de vacunación masivos

Verdadero/Falso/No lo sé

La eficacia de las vacunas ha sido demostrada

Verdadero/Falso/No lo sé

Los niños estarían más inmunizados si no se vacunaran siempre contra todas las enfermedades

Verdadero/Falso/No lo sé

Enfermedades como el autismo, la esclerosis múltiple, o la diabetes, pueden ser desencadenadas por determinadas vacunas

Verdadero/Falso/No lo sé

El sistema inmune de los niños no se satura por recibir muchas vacunas

Verdadero/Falso/No lo sé

Muchas vacunas se administran demasiado pronto, por lo que la inmunidad de la propia persona no tiene la posibilidad de desarrollarse

Verdadero/Falso/No lo sé

Las dosis de las sustancias químicas que forman parte de las vacunas no son peligrosas para los seres humanos

Verdadero/Falso/No lo sé

Las vacunas aumentan la aparición de alergias

Verdadero/Falso/No lo sé

MUCHAS GRACIAS POR TU COLABORACIÓN

ORIGINAL BREVE

PRESENCIA DE LAS MUJERES EN LOS ÓRGANOS DE DIRECCIÓN DE LOS COLEGIOS PROFESIONALES DEL ÁMBITO DE LA SALUD EN 2015

Alicia Botello-Hermosa (1), Rosa Casado-Mejía (1) y Concepción Germán-Bes (2).

(1) Departamento de Enfermería. Facultad de Enfermería, Fisioterapia y Podología. Universidad de Sevilla.

(2) Departamento de Fisiatría y Enfermería. Facultad de Ciencias de la Salud. Universidad de Zaragoza.

RESUMEN

Fundamentos: La progresiva incorporación de las mujeres en las profesiones sanitarias no se corresponde con su presencia en puestos de responsabilidad. Dado que los colegios profesionales tienen un papel esencial en la representación y regulación profesional, se plantea como objetivo describir la frecuencia de la presencia de las mujeres en las estructuras directivas de los colegios profesionales del ámbito de la salud en España y comprobar el grado de cumplimiento de los criterios de paridad.

Métodos: Se identificó el género de la persona que ocupaba la presidencia, los cargos ejecutivos y la junta directiva visitando las webs del Consejo General de los colegios profesionales de Psicología, Consejo General de Colegios Oficiales de Médicos, Consejo General de Colegios Oficiales de Enfermería de España, Consejo General de Colegios de Fisioterapeutas, Consejo General de Dentistas, Organización Farmacéutica colegial y Consejo General de Colegios oficiales de Podólogos. Se describió el porcentaje de mujeres de forma global y según profesión y se comparó con las cifras de colegiados y colegiadas según el INE para 2014.

Resultados: De 251 colegios profesionales en julio de 2015, 41 (21,91%) la presidencia estaba ocupada por mujeres. También ocupaban el 34,69% de los puestos ejecutivos y el 42,80% del total de las juntas directivas. Los colegios médicos y de enfermería tenían una mujer en la presidencia en el 11,32% y 43,48% respectivamente. Los de psicología fueron los que presentaron mayor presencia femenina en la presidencia, el 45,83%.

Conclusión: No existe paridad entre hombres y mujeres en el conjunto de los colegios estudiados. La presencia femenina es mayor en colegios de psicología y enfermería y mucho menor en los de odontología, fisioterapia, podología y medicina con el nivel de responsabilidad disminuye la presencia de las mujeres.

Palabras clave: Sexismo. Personal sanitario. Mujeres médicas. Dentistas, mujeres. Enfermeras. Mujeres trabajadoras. Derechos de la mujer.

Correspondencia

Alicia Botello Hermosa
Departamento de Enfermería
Facultad de Enfermería, Fisioterapia y Podología
Universidad de Sevilla.
Avenzoar, 6
41009 Sevilla
abotello@us.es

DOI:

ABSTRACT

Presence of Women in Management Bodies of the Professional Associations of the Field of Health in 2015

Background: The gradual increase of women in the health professions does not correspond with her presence in positions of power. Given that professional colleges have an essential role in the representation and professional regulation, arises as an aim to describe the presence of women in the managerial structures of the professional colleges of health in Spain now to verify the degree of compliance with the criteria of parity.

Methods: The Spanish official professionals' colleges were compiled by visiting the websites of the General Council of the Psychology of Spain, General Council of Medical Associations of Spain, General Council of Colleges of Nursing of Spain, General Council of Physiotherapists Schools of Spain, General Dental Council, Organization collegiate Pharmaceutical General and Council of Associations of Podiatrists. All their webs were visited. The sex of the presidency, the executive and the entire board was identified. Data were analyzed according to the overall percentage of women and profession. We compared this to the INE-2014 collegiate professionals.

Results: Out of 251 professionals' colleges in July-2015, 21, 91% had a female president. Women hold 34,69% of the executive positions and 42,80% of total boards. 11, 32% of Medical colleges had a female president and 43,48% of Nursing ones. The Psychology are those with more women in the presidency, 45, 83%.

Conclusion: There is no parity, being higher in Psychology and Nursing and, much lower in Dentistry, Physiotherapy, Podiatry and Medicine. It decreases with the responsibility level. Health Inequality

Key words: Sexismo. Health personnel. Physicians women. Dentists, women. Nurses. Women, working. Women's rights.

INTRODUCCIÓN

Los denominados “techos de cristal” impiden una igualdad real en la promoción de las mujeres a puestos de responsabilidad en nuestra sociedad^{1,2}, aunque exista igualdad formal en el acceso a los mismos. Estas limitaciones invisibles han sido bien estudiadas en distintos ámbitos laborales¹⁻³, también en el ámbito de la salud^{4,5}.

Desde el siglo XX hay un progresivo aumento de las mujeres en medicina⁶ en particular y en las profesiones sanitarias en general que no se ha correspondido con la consiguiente representación femenina en los espacios de poder⁷⁻¹⁰.

En este sentido, el informe de la Unidad de Mujeres y Ciencia, Científicas en Cifras 2013¹¹, incide en la segregación horizontal de género en la profesión científica y en la formación así como en la segregación vertical en todos los sectores (universidades, organismos públicos de investigación, etcétera). De acuerdo con el estudio Las mujeres en los premios científicos en España 2009-2014¹², esto significa que “hay un estancamiento en la presencia de mujeres en los órganos de gobierno de las entidades científicas”.

Los colegios profesionales tienen un papel esencial en la representación y en la regulación profesional en su ámbito de actividad¹³. Por tanto son de gran interés para estudiar las desigualdades de género en el contexto sanitario.

Teresa Ortiz et al⁶ en 2004 y Joana Morrison et al en 2010¹⁴ analizaron la representación de las mujeres en las sociedades científicas y revistas profesionales de Salud Pública, encontrando la existencia de procesos de segregación vertical que dificultaban la participación femenina en puestos de responsabilidad con un ligero aumento de participación durante el periodo 2000-2009. Consuelo Miqueo et al¹⁵ estudiaron la presencia de las mujeres en los comités de las revistas biomédicas encontrando un porcentaje bajo de

las mismas y una opacidad de la mitad al no constar el nombre propio de los miembros de los comités directivos y consejo editoriales.

La Ley Orgánica 3/2007 para la igualdad efectiva de mujeres y hombres¹⁶, anima a adoptar medidas específicas en favor de las mujeres para corregir situaciones de desigualdad, como ocupar el 40% de los cargos de responsabilidad. En la Recomendación CM/Rec (2007)¹⁷ del Comité de Ministros a los Estados miembros sobre las normas y los mecanismos de igualdad entre mujeres y hombres, se recuerda que todavía existen diferencias entre la igualdad de *jure* y la igualdad de *facto*. Así mismo, promover la igualdad real, incluyendo el empoderamiento de las mujeres es uno de los objetivos del Convenio de Estambul, ratificado por España y publicado en el BOE el 6 de junio de 2014¹⁷.

Todo ello hace necesario estudiar la relación entre la feminización de las profesiones sanitarias y los techos de cristal en el ámbito de las profesiones sanitarias, concretamente es importante realizar estudios en los que se describa la presencia de las mujeres en las estructuras directivas de los colegios profesionales de salud en España, poniendo de manifiesto la relación entre la feminización de las profesiones sanitarias y los techos de cristal en el ámbito de la salud, concretamente en los colegios profesionales, todo ello, con el fin de dar a conocer las necesidades e introducir las mejoras que eviten desigualdades e inequidades.

El objetivo de este trabajo fue describir la presencia de las mujeres en las estructuras directivas de los colegios profesionales del ámbito de la salud en España.

MATERIAL Y MÉTODOS

Se realizó un estudio descriptivo transversal. Se recopiló la información de todos los colegios profesionales del ámbito sanitario con representación provincial, autonómica o estatal a partir de 7 fuentes: Consejo General de la Psicología de España (<http://www.cop>).

es/), Consejo General de Colegios Oficiales de Médicos de España (<http://www.cgcom.es/>), Consejo General de Colegios Oficiales de Enfermería de España (<http://www.consejogeneralenfermeria.org/>), Consejo General de Colegios de Fisioterapeutas de España (<http://www.consejo-fisioterapia.org/>), Consejo General de Dentistas (<http://www.consejodentistas.es/>), Organización Farmacéutica colegial (<http://www.portalfarma.com/Paginas/default.aspx>), Consejo General de Colegios oficiales de Podólogos (<http://www.cgcop.es/inicio/index.php>) a fecha 1/ Junio/2015.

Se visitó la web de cada colegio profesional, descartando las no localizables ni por Internet ni telefónicamente. Se identificaron los siguientes cargos de juntas directivas: presidencia, vicepresidencia, secretaría, tesorería (considerados “ejecutivos”) y vocales. Otros cargos que pudieran aparecer se asimilaban a los previamente definidos tras identificar el contenido de las funciones asignadas.

Según el nombre de quien ocupaba el cargo, se identificó su sexo. Si era equívoco, se buscó en Internet o se llamó telefónicamente al colegio profesional para aclararlo.

Se clasificaron por profesiones: enfermería, farmacia, fisioterapia, medicina, odontología, podología, y psicología.

La información sobre número de personas colegiadas se obtuvo de los datos del INE sobre de 2014¹⁸.

Se realizó una descripción global y de cada subgrupo del porcentaje de mujeres presentes en el conjunto de las juntas directivas así como en los puestos considerados “ejecutivos” y vocales.

RESULTADOS

Se identificaron 261 colegios profesionales de los que se descartaron 10 por no encontrarse información disponible sobre ellos. Se consideraron para la investigación la información relativa a 46 colegios profesionales de enfermería, 49 de farmacia, 18 de fisioterapia, 53 de médicos, 45 de odontología, 24 de psicología y 16 de podología.

El total de mujeres en las juntas directivas de los 261 colegios profesionales del ámbito de la salud en España a 1 de junio de 2015 fue de 1.233 (42,80%), pero al analizar por cargos se apreció que en cargos ejecutivos solo 400 (34,69%) estaban ocupados por mujeres. El cargo con más mujeres eran las vocalías 833 (48,07%), seguido por las secretarías 101 (42,26%). El cargo con menos frecuencia ocupado por mujeres fue la presidencia 55 (21,91%). En la tabla 1 se muestra la representación de mujeres estudiada por profesión.

Tabla 1
Representación de las mujeres en las juntas directivas
de los colegios profesionales españoles

	Presidencia	Vice presidencia	Secretaría	Vice secretaría	Tesorería	Ejecutivas	Vocalías	Junta directiva	Colegiadas %
Enfermería	20/46 43,48%	27/46 58,70%	23/42 54,76%	5/8 62,50%	27/44 61,36%	101/182 55,49%	162/251 64,54%	263/433 60,74%	84,3
Farmacia	14/49 28,57%	26/51 50,98%	21/49 42,86%	4/11 36,36%	17/68 25,00%	82/228 35,96%	308/548 56,20%	390/776 50,26%	71,5
Fisioterapia	2/18 11,11%	8/19 42,11%	8/18 44,44%	2/6 33,33%	7/20 35,00%	27/81 33,33%	53/109 48,62%	80/190 42,11%	67,1
Medicina	6/53 11,32%	25/108 23,15%	13/51 25%	8/49 16,33%	14/51 27,45%	66/312 21,15%	127/417 30,46%	193/724 26,66%	48,4
Odontología	1/45 2,22%	9/38 23,68%	15/40 37,50%	6/8 75,00%	10/41 24,39%	41/172 23,84%	64/206 31,07%	105/378 27,78%	53,6
Podología	1/16 6,25%	4/15 26,67%	7/16 43,75%		9/16 56,25%	21/63 33,33%	22/50 44,00%	43/113 38,05%	58,4
Psicología	11/24 45,83%	12/28 42,86%	14/23 60,87%	10/15 66,67%	15/25 60,00%	62/115 53,91%	97/152 63,82%	159/267 59,55%	81,1
Totales	55/252 21,91%	111/305 36,39%	101/239 42,26%	35/97 36,08%	99/265 37,36%	400/1153 34,69%	833/1733 48,07%	1.233/2881 42,80%	66,3

Había una mujer ocupando la presidencia en en 1 (2,22%) de los colegios de odontología, 1 (6,25%) de podología, 2 (11,11) de fisioterapeutas y 6 (11,32%) de los colegios médicos, contrastando con 11 (45,83%) de psicología o 20 (43,48%) de enfermería. Esta diferencia disminuyó cuando se consideró el total de cargos ejecutivos, pasando a 41 (43,84%) en odontología y 162 (64,54%) en enfermería, por poner los casos más extremos (tabla 1). La recomendación legal de representación femenina del 40% mínima se cumplió en el 51,73% de los colegios profesionales estudiados.

DISCUSIÓN

La presencia de mujeres en cargos directivos de los colegios profesionales españoles no alcanza los niveles deseados. No se corresponde con el índice de paridad recomendado legalmente ni con la creciente feminización de estas profesiones, sin embargo sí presenta bastante similitud con la representación de las mujeres en las sociedades científicas de profesionales de la salud¹⁹.

La proporción de mujeres médicas en España va aumentando como lo indican los últimos datos del INE (48,4% en 2014)¹⁸ o de las mujeres que se incorporan a una plaza MIR (un 65,9% en 2015)²⁰, lo que contrasta con la baja representación de las mujeres en los colegios médicos. Se ha intentado explicar la escasa presencia de médicas en puestos de liderazgo bien a causa de los prejuicios hacia las aptitudes de las mujeres que desempeñan cargos de poder y liderazgo o por la cultura organizacional de las instituciones²¹. En esta tendencia de profesionales de la medicina se sitúan también profesiones de la salud más jóvenes, como la odontología, la fisioterapia o la podología que, estando feminizadas sus bases, mantienen la masculinización de los órganos de poder, además del sexismo en el lenguaje al nombrarlos (Consejo General de Colegios Oficiales de Médicos, Consejo General de Colegios oficiales de Podólogos). En los colegios de psicología, enfermería¹⁰ o farmacia la representación femenina es ma-

yor, pero nunca en el mismo porcentaje que sus bases. En la enfermería, históricamente femenina, cuando se produjo la unificación de colegios en 1978, los enfermeros han venido ocupando gran parte de los cargos directivos¹⁰.

Es de destacar la diferencia de representación femenina entre la presidencia y otros cargos como vocalías o secretarías, parece que se prefieren mujeres para cargos funcionales y de trabajo pero no para los que realmente significan representación.

Que la representación femenina en los colegios profesionales disminuya a mayor responsabilidad (menos presidentas que cargos “ejecutivos”, que cargos en la Junta Directiva) y que ocurra igual que en las sociedades científicas de profesionales de la salud confirma la hipótesis que ya defendían Rosa Casado y Alicia Botello¹⁹ de que podría estar relacionado con el hecho de que en entornos más jerárquicos el poder masculino está más presente. Se puede afirmar apoyándose en la tesis de Ryene Eisler que jerarquía y patriarcado van de la mano²².

En casi la mitad (48,27%) de colegios profesionales no se llega al 40% de representatividad recomendado, lo que implicaría, según la Ley, que deben contar con planes de equidad para reducir la discriminación directa o indirecta.

Se presenta la primera aproximación global de un análisis de género de los colegios profesionales en el ámbito de la salud en España. Se puede concluir que no existe paridad en el conjunto, la presencia femenina es mayor en los colegios de psicología, enfermería y farmacia y disminuye con el nivel de responsabilidad.

Aunque existen estudios que analizan y apuntan las causas de la escasa presencia femenina en espacios de poder en medicina o enfermería, no se han encontrado en relación con otras profesiones de la salud, lo que constituye una de sus principales limitaciones.

Sería necesario repetir la descripción periódicamente para monitorizar la representación femenina en los colegios profesionales, analizar si tienen planes de equidad y seguirlos. También sería conveniente ampliarlo a otros puestos de responsabilidad tales como dirección de revistas científicas y equipos de redacción, presidencia de grupos de trabajos, comités de congresos, etcétera así como extenderlo a otros colectivos (sindicatos por ejemplo).

Sería interesante realizar un estudio cualitativo sobre los techos de cristal donde colegiados y colegiadas y cargos directivos de los colegios profesionales aporten sus explicaciones, sentimientos y percepciones sobre el tema.

Como conclusión se puede afirmar que, a la vista de los resultados, se evidencia que siete años después de aprobarse la Ley para la Igualdad Efectiva entre Mujeres y Hombres 3/2007 no se han conseguido cambios significativos en la presencia equilibrada de mujeres y hombres en los cargos de responsabilidad de los colegios profesionales sanitarios, a pesar de tratarse de colectivos feminizados.

Esto reafirma la necesidad de implementar acciones positivas que favorezcan la paridad en puestos de poder, ya que la propia dinámica social de una mayor incorporación de las mujeres en todos los sectores de la actividad no es suficiente para lograr dicho objetivo.

BIBLIOGRAFÍA

1. Tesch BJ, Wood HM, Helwing AL, Nattinger AB. Promotion of women physicians in academic medicine. Glass ceiling or sticky floor? *JAMA*. 1995;273:1022-5
2. Guil A. Docentes e investigadoras en las universidades españolas: visibilizando techos de cristal. *RIE*. 2007;25:111-31
3. Alcalá P, Pérez Sedeño E, Santesmases MJ (coordinadoras). *Mujer y Ciencia. La situación de las mujeres investigadoras en el sistema español de ciencia y tecnología*. Madrid: Ministerio de Educación y Ciencia. Fundación Española para la Ciencia y Tecnología; 2005. Disponible en: www.fecyt.es/documentos/MUJERYCIENCIA_web.pdf

4. Colomer C, Peiró R. ¿Techos de cristal o escaleras resbaladizas? Desigualdades de género y estrategias de cambio en SESPAS. *Gac Sanit*. 2002;16:358-60
5. Carnes M, Morrissey C, Seller ES. Women's health and women's leadership in academic medicine; hitting the same glass ceiling? *J Women's Health*. 2008;17:1453-62
6. Ortiz-Gómez T, Birriel-Salcedo J, Ortega-del-Olmo R. Género, profesiones sanitarias y salud pública. *Gac Sanit*. 2004;18 Supl1:189-94
7. Arrizabalga P, Valls-Llobet C. Mujeres médicas: de la incorporación a la discriminación. *Med Clin (Barc)*. 2005;125:103-7
8. Heath I. Women in medicine: continuing unequal status of women may reduce the influence of the profession. *BMJ*. 2004;329:412-3
9. Wynn R. Saints and sinners: women and the practice of medicine throughout the ages. *JAMA*. 2000;283:668-9.
10. Celma M, Acuña A. Influencia de la feminización de la Enfermería en su desarrollo profesional. *Rev Antropol Exp*. 2009;9:119-36
11. Unidad de Mujeres y Ciencia. Secretaría de Estado de Investigación, Desarrollo e Innovación. Ministerio de Economía y Competitividad. *Científicas en cifras 2013. Estadísticas e indicadores de la (des)igualdad de género en la formación y profesión científica, 2014*. Madrid: Disponible online: <http://www.inmujer.gob.es/estadisticas/consulta.do?metodo=buscar>
12. González Orta L. *Las mujeres en los premios científicos en España 2009-2014*. Madrid: Unidad de Mujeres y Ciencia de la Secretaría de Estado de Investigación, Desarrollo e Innovación del Ministerio de Economía y Competitividad; 2015.
13. Brennan MD, Monzon V. Professionalism: good for patients and healthcare organizations. *Mayo Clin Proc*. 2014;89:644-52.
14. Morrison J, Borrell C, Mari-Dell'Olmo M, Ruiz Cantero MT, Benach J, Fernández E *et al*. Desigualdades de género en la Sociedad Española de Salud Pública y Administración Sanitaria (2000-2009). *Gac Sanit*. 2010;24:334-8
15. Miqueo C, Germán-Bes C, Fernández-Turrado T, Barral MJ. Ellas también cuentan. *Científicas en los comités de revistas biomédicas. Presencias de las mujeres en los comités de las revistas biomédicas*. Zaragoza, Prentas Universitarias de Zaragoza PUZ, PUZ. 2011, 354 págs.
16. Boletín Oficial del Estado. Ley Orgánica 3/2007, de 22 de marzo, para la igualdad efectiva de mujeres y hombres. BOE núm. 71 de 23 de Marzo de 2007.

17. Boletín Oficial del Estado. Instrumento de ratificación del Convenio del Consejo de Europa sobre prevención y lucha contra la violencia contra la mujer y la violencia doméstica, hecho en Estambul el 11 de mayo de 2011. BOE núm 137 de 6 de junio de 2014.

18. INE. Profesionales sanitarios colegiados 2014. Madrid: INE; 2015

19. Casado-Mejía R, Botello-Hermosa A. Representatividad de las mujeres en las sociedades científicas en el ámbito de la salud en España en 2014. *Gac Sanit.* 2015;29(3):209-212.

20. Sindicato Médico Andaluz. Distribución de las peticiones de plazas MIR 2014. Granada: CESM; 2014. Disponible en: <http://www.cesm.org.es/images/009/Informe-MIR-2014.pdf>

21. Flores-Domínguez C. Feminización en Medicina: liderazgo y academia. *Educ Med.* 2012;15:191-5

22. Eisler R. El cáliz y la espada: la mujer como fuerza en la historia. México DF: Ed Pax México; 2005.