

Revista Española de Salud Pública



VOLUMEN 82

NÚMERO 2

Marzo-Abril 2008

EDITORIAL

El impacto del calor extremo en la salud: nuevos retos para la Epidemiología y la Salud Pública. **F Ballester. 147**

ORIGINALES

Efecto del calor sobre el número de urgencias hospitalarias en la Region de Murcia durante los veranos del período 2000-2005 y su uso en la vigilancia epidemiológica. **R García-Pina, A Tobías Garcés, J Sanz Navarro, C Navarro Sánchez y A García-Fulgueiras. 153**

Análisis de la supervivencia en pacientes con cáncer múltiple. Asturias, 1975-2004. **A Lana Pérez, MV Folgueras Sánchez, S Díaz Rodríguez, MO del Valle Gómez, A Cueto Espinar y ML López González. 167**

Comparación de las lesiones por accidente de trabajo en trabajadores extranjeros y españoles por actividad económica y comunidad autónoma (España, 2005). **MJ López-Jacob, E Ahonen, AM García, Á Gil, F G Benavides. 179**

Fiabilidad y validez de un cuestionario para medir en estudiantes universitarios la asociación de la ansiedad y depresión con factores académicos y psicosociales durante el curso 2004-2005. **S Balanza Galindo, I Morales Moreno, J Guerrero Muñoz y A Conesa Conesa. 189**

Opinión y participación de los médicos de familia de la Comunidad de Madrid en el programa regional de detección precoz de cáncer de mama En 2007. **S Garrido Elustondo, E Sánchez Padilla, V Ramírez Alesón, MJ González Hernández, A González Navarro y Carlos López Gómez. 201**

Impacto en la utilización de los servicios sanitarios de las variables sociodemográficas, estilos de vida y autovaloración de la salud por parte de los colectivos de inmigrantes del País Vasco, 2005. **E Rodríguez Álvarez, N Lanborena Elordui, C Pereda Riguera y A Rodríguez Rodríguez. 209**

Valoración con tres métodos diferentes de la prevalencia de consumo de tabaco en estudiantes de primer curso de ciencias de la salud en la Universidad de León en 2006. **V Martín, D Fernández, C Ordóñez, A José Molina, E Fernández y JM de Luís. 221**

JORNADAS CIENTÍFICAS

Conclusiones de la IX Reunión de responsables de formación en Salud Pública. **231**

EDITORIAL**EL IMPACTO DEL CALOR EXTREMO EN LA SALUD:
NUEVOS RETOS PARA LA EPIDEMIOLOGÍA Y LA SALUD PÚBLICA****Ferran Ballester**Unidad de Epidemiología y Estadística. Escuela Valenciana de Estudios para la Salud.
CIBER de Epidemiología y Salud Pública (CIBERESP)

El pasado 7 de abril de 2008 se celebró la Jornada Mundial de la Salud organizada por la Organización Mundial de la Salud (OMS). Este año la OMS ha aprovechado la Jornada para lanzar una campaña dirigida a proteger la salud de los peligros del cambio climático¹.

Según recoge el IV Informe del Panel Intergubernamental del Cambio Climático (IPCC) la temperatura de la Tierra ha aumentado 0,74 °C en el periodo 1906-2005² [Intervalo de incertidumbre del 90%: 0,56-0,92]. Además se tiene constancia de que este aumento no ha sido lineal en los últimos 50 años el incremento ha sido el doble que en la primera mitad del siglo XX. Once de los últimos 12 años (1995 -2006) se encuentran entre los 12 más calurosos desde que se registra la temperatura de la superficie de la Tierra (1850). Es decir, se observa una aceleración en el incremento de temperatura, que será mayor o menor según el escenario de emisiones futuras en que nos situemos.

En España un numeroso grupo de investigadores ha elaborado un informe sobre los impactos previsibles del cambio

climático a instancias del Ministerio de Medio Ambiente³. En él se recogen como previsiones para la Península Ibérica un incremento térmico uniforme a lo largo del siglo XXI, con una tendencia media de aumento de 0,4 °C por década en invierno y de 0,7 °C por década en verano para el escenario menos favorable, y de 0,4 °C y 0,6 °C por década, respectivamente, para el escenario más favorable. Este incremento de temperatura en promedio se puede asociar además con una mayor variabilidad en los fenómenos meteorológicos, por lo que se espera que las olas de calor sean más frecuentes, más intensas y de mayor duración.

Un ejemplo, claro y cercano, del impacto de las temperaturas extremas sobre la salud de la población lo tenemos en la ola de calor que azotó Europa en el verano de 2003. En su último informe, el Comité Ejecutivo de la OMS estima en más de 44.000 las defunciones en exceso en Europa a causa de las altas temperaturas⁴. En España, el trabajo llevado a cabo por el Centro Nacional de Epidemiología, estimó que más de 6.000 defunciones prematuras podrían ser atribuidas a las altas temperaturas del verano de 2003⁵. Desde ese año, las olas de calor son consideradas como crisis sanitarias y sociales y se han establecido sistemas de información y de alerta sobre posibles extremos térmicos, con

Correspondencia:
Escuela Valenciana de Estudios en Salud (EVES)
C/Juan de Garay 21
46017 Valencia
Correo electrónico: ballester_fer@gva.es

consejos a la población de las medidas más importantes a tomar frente a dichas situaciones. Además, las Comunidades Autónomas, dentro de sus competencias, han puesto en marcha programas de prevención de los efectos del calor, a través de sus servicios sanitarios y sociales. Sin embargo, el desarrollo de sistemas de vigilancia en salud pública en relación a los extremos térmicos es escaso y puede ser poco eficaz para la prevención de su impacto en salud.

SISTEMAS DE ALERTA Y VIGILANCIA DE LOS EFECTOS DEL CALOR

Un número importante de países europeos ha puesto en marcha sistemas de control y alerta en relación al calor extremo. Francia e Italia son dos de los países donde el sistema ha tenido un desarrollo mayor^{6,7}. Su objetivo es permitir una respuesta adecuada de los servicios públicos, así como difundir medidas preventivas mediante consejos adecuados a las poblaciones vulnerables. En el año 2004 el Gobierno español puso en marcha el "Plan de acciones preventivas contra los efectos del exceso de temperaturas sobre la salud" que después fue mejorado en el año 2005. (<http://www.msc.es/ciudadanos/saludAmbLaboral/planAltasTemp/2007/home.htm>). En dicho Plan, junto a medidas de promoción y prevención, se estableció un sistema de alerta meteorológica a partir del percentil 95 de de las temperaturas medias medidas en cada provincia en los últimos 25 años y un sistema de vigilancia de la mortalidad diaria, del que se conoce poco respecto a su aplicabilidad en la práctica de la salud pública.

Para ser razonablemente eficaz un sistema de alerta debe estar basado en los determinantes del impacto en salud que, al menos en magnitud, pueden ser distintos en cada lugar. Es decir, es muy importante

tener un conocimiento epidemiológico adecuado de la relación de la temperatura sobre la salud teniendo en cuenta las diferentes características climáticas, ambientales, demográficas, culturales y sociales de las poblaciones a estudio. En el ámbito europeo, el proyecto PHEWE⁸ evalúa la asociación entre factores meteorológicos y efectos agudos en salud (mortalidad, ingresos hospitalarios) en 16 ciudades europeas, entre las que se encuentran Barcelona y Valencia. El proyecto PHEWE ofrece la oportunidad de investigar la relación entre temperatura y mortalidad en una muestra amplia de ciudades europeas.

En España se dispone de un número importante de estudios sobre la relación de temperatura con la mortalidad, principalmente en Madrid, Barcelona, Valencia y Sevilla. En conjunto estos estudios indican que la relación entre la temperatura y la mortalidad tiene una forma propia en cada ciudad. Para el caso del impacto del calor, la magnitud de la relación y la temperatura a la cual el impacto es mayor (umbral) pueden ser distintas. En Madrid⁹ y Sevilla¹⁰ el aumento de la mortalidad ocurre abruptamente, especialmente en personas mayores, a partir de 36,5 y 41°C de temperatura máxima, respectivamente; mientras que en Barcelona¹¹ y Valencia¹², con un clima suavizado por la proximidad del mar, el incremento de la mortalidad es menos marcado pero empieza antes, alrededor de los 29°C de temperatura máxima en Barcelona y a 24 °C de temperatura media en Valencia. Los diferentes periodos a estudio y algunas diferencias metodológicas dificultan la comparación de resultados de estos trabajos. Un estudio que incluyera diferentes ciudades españolas representativas de los diferentes climas y condiciones sociodemográficas, con datos más recientes, y en el que se utilizara metodología estándar común sería de gran utilidad a la hora de diseñar programas de prevención y sistemas de alerta y vigilancia en relación con el calor.

NECESIDADES DE INVESTIGACIÓN Y ACCIONES PARA PREVENIR EL IMPACTO DEL CALOR EXTREMO

Para prevenir de manera efectiva el impacto del calor en las poblaciones más vulnerables, es fundamental tener en cuenta los factores demográficos y sociales que determinan la asociación con las altas temperaturas. Esta información permite dirigir los esfuerzos de la protección a los grupos de más riesgo. Los estudios epidemiológicos que han abordado este tema encuentran que son los ancianos y los niños pequeños, las mujeres, y los grupos de nivel socioeconómico más bajo, los grupos que sufren un mayor exceso de mortalidad durante las olas de calor^{13,14}

Hasta ahora la mayoría de estudios han evaluado el impacto del calor sobre la mortalidad y existen pocos trabajos que evalúen el impacto sobre la morbilidad. El incremento de la morbilidad podría ser un indicador útil para la puesta en marcha de acciones tempranas que no supusieran irreversibilidad (la muerte) y, de esa manera, orientar la vigilancia más hacia la prevención de defunciones y enfermedades que a la descripción de la distribución y factores determinantes de la mortalidad. Entre los pocos trabajos existentes, se encuentra un estudio muy interesante realizado en Madrid por Cristina Linares y Julio Díaz¹⁵ en el que se describe que la asociación de los ingresos hospitalarios con las temperaturas extremas es de menor magnitud que la relación con la mortalidad, debido principalmente a que en los ingresos por enfermedades circulatorias no se aprecia una relación clara con la temperatura, mientras que para la mortalidad es la causa principalmente afectada. Estos resultados son similares a los observados por Kovats y cols. en Londres¹⁶ y a los del proyecto PHEWE (Michelozzi, comunicación personal), y podrían explicarse por la respuesta aguda del sistema cardiocirculatorio ante las altas temperaturas, pudiendo

desencadenar un desenlace fatal antes de que el sujeto afectado pueda ingresar en el hospital.

Desde el punto de vista de la acción preventiva, el problema fundamental con los sistemas de vigilancia basados en la mortalidad es el retraso en obtener información en tiempo oportuno. Por ello se ha propuesto el uso de la información de las urgencias hospitalarias como indicador temprano de los efectos agudos de las olas de calor. En este número de la Revista Española de Salud Pública aparece un trabajo de García-Pina y colaboradores¹⁷ en el que se evalúa el efecto de la temperatura sobre el número de urgencias hospitalarias totales en la Región de Murcia. El fin principal del estudio es valorar la utilidad del número de urgencias y de los casos de golpes de calor en la vigilancia de la morbilidad debida a temperaturas elevadas. Los autores del trabajo concluyen que el número de urgencias totales no parece un indicador adecuado para monitorizar el efecto de la temperatura. Para conseguir dicho objetivo se necesitaría, como mínimo, información sobre el diagnóstico y la edad. Además la información se debería obtener de manera automática, y procesar e interpretar en tiempo oportuno para poder intervenir eficazmente.

Para solucionar dichos problemas se han propuesto algunas alternativas. En el Reino Unido se está desarrollando un trabajo conjunto entre la agencia de protección de la salud y el Sistema Nacional de Salud con el fin de explorar si un sistema de vigilancia sindrómica podría ser de utilidad para la detección de los efectos tempranos de las temperaturas elevadas¹⁸. La vigilancia sindrómica^{19,20} se ha desarrollado para la detección de brotes epidémicos empleando técnicas automatizadas de obtención y procesamiento de datos de salud en tiempo real (o cercano al tiempo real) con el objetivo de detectar el brote más rápidamente que los métodos habituales empleados en salud

pública. La vigilancia sindrómica ofrece así una oportunidad de detección temprana, pero atención, no sustituye a la vigilancia establecida en salud pública.

En Francia, un Hospital de París llevó a cabo un estudio para explorar la utilidad de un índice para la vigilancia en tiempo real de tres indicadores obtenidos, de manera automática en el servicios de urgencias: el porcentaje de pacientes mayores de 70 años, el porcentaje de pacientes con temperatura por encima de 39°C y, por último, el porcentaje de pacientes ingresados o fallecidos en el servicio de urgencias²¹. Los resultados del estudio sugieren que la información generada en el servicio de urgencias podría ser de utilidad para la detección temprana del impacto de el calor y, por tanto, para una intervención oportuna y eficaz.

Mientras estas nuevas aproximaciones son validadas y se va disponiendo de mayor evidencia epidemiológica, el papel fundamental de la salud pública debe ser la protección de la salud de la población, utilizando los métodos más eficaces y oportunos de que se disponga. Los sistemas de alerta meteorológica temprana basados en los estudios de relación con la mortalidad, la comunicación del riesgo a la población y la actuación preventiva de los servicios sanitarios y sociales, en un ámbito de coordinación intersectorial, son los métodos más utilizados a pesar de no disponer, especialmente para poblaciones vulnerables, de pruebas rotundas de su efectividad²². En el futuro se habrán de desarrollar otras medidas, como sistemas más sensibles y oportunos de vigilancia y de predicción meteorológica, pero también, como proponen Kovats y Hajat en su reciente revisión sobre el tema²², intervenciones que incluyan mejoras en las viviendas y en el diseño urbano de las ciudades, el manejo de las enfermedades crónicas y los cuidados de las personas más vulnerables, entre ellas los sujetos ancianos. Ante un

fenómeno ambiental cambiante que afecta a todo el mundo, hace falta más investigación (epidemiológica y evaluativa), desarrollo de sistemas de vigilancia y alerta, e intervenciones en salud pública (en el ámbito individual, comunitario y global) con el fin de prevenir el impacto del calor extremo sobre la salud de la población. Nuevos retos para los profesionales de la epidemiología y la salud pública del presente y del futuro.

BIBLIOGRAFÍA

1. OMS. Día Mundial de la Salud 2008: proteger la salud frente al cambio climático. Disponible en: <http://www.who.int/world-health-day/es>
2. Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC). Climate Change 2007: The Physical Science Basis. Summary for Policymakers. Paris, release: 02/02/07. Disponible en: <http://www.ipcc.ch/>
3. Moreno JM (Ed.) 2005. Evaluación Preliminar General de los Impactos en España por Efecto del Cambio Climático. Madrid: Ministerio de Medio Ambiente; 2005. Disponible en <http://www.mma.es/oecc>.
4. WHO Executive Board, 16/01/2008. Climate change and health. Report by the Secretariat. Disponible en http://www.who.int/gb/ebwha/pdf_files/EB122/B12_2_4-en.pdf
5. Martínez F, Simón-Soria F, López-Abente G. Valoración del impacto de la ola de calor de 2003 sobre la mortalidad. Gac Sanit. 2004; 18:250-8
6. Pascal M, Laaidi K, Ledrans M, Baffert E, Caserio-Schönemann C, Le Tertre A, et al. France's heat health watch warning system. Int J Biometeorol. 2006 Jan;50(3):144-53.
7. Michelozzi P, De Sario M, Accetta G, de'Donato F, Kirchmayer U, D'Ovidio M, Perucci CA; HHWS Collaborative Group. Temperature and summer mortality: geographical and temporal variations in four Italian cities. J Epidemiol Community Health. 2006 May;60(5):417-23.
8. Michelozzi P, Kirchmayer U, Katsouyanni K, Biggeri A, McGregor G, Menne B, et al. Assessment and prevention of acute health effects of weather conditions in Europe, the PHEWE project: background, objectives, design. Environ Health. 2007 Apr 24; 6:12.

9. Díaz J, Jordán A, García R, López C, Alberdi JC, Hernández E, et al. Heat waves in Madrid 1986-1997: effects on the health of the elderly. *Int Arch Occup Environ Health*. 2002 Mar; 75(3):163-70.
10. Díaz J, García R, Velázquez de Castro F, Hernández E, López C, Otero A. Effects of extremely hot days on people older than 65 years in Seville (Spain) from 1986 to 1997. *Int J Biometeorol*. 2002 Aug; 46(3):145-9.
11. Saez M, Sunyer J, Castellsagué J, Murillo C, Antó JM. Relationship between weather temperature and mortality: a time series analysis approach in Barcelona. *Int J Epidemiol*. 1995 Jun; 24(3): 576-82.
12. Ballester F, Corella D, Pérez-Hoyos S, Sáez M, Hervás A. Mortality as a function of temperature. A study in Valencia, Spain, 1991-1993. *Int J Epidemiol*. 1997 Jun; 26(3):551-61.
13. Michelozzi P, de' Donato F, Bisanti L, Russo A, Cadum E, DeMaria M, et al. The impact of the summer 2003 heat waves on mortality in four Italian cities. *Eur Surveill*. 2005;10:7-8.
14. Borrell C, Marí-Dell'Olmo M, Rodríguez-Sanz M, García-Olalla P, Caylà JA, Benach J, et al. Socioeconomic position and excess mortality during the heat wave of 2003 in Barcelona. *Eur J Epidemiol*. 2006; 21(9):633-40.
15. Linares C, Díaz J. Impact of high temperatures on hospital admissions: comparative analysis with previous studies about mortality (Madrid). *Eur J Public Health*. 2007 Nov 28; [Epub ahead of print]
16. Kovats RS, Hajat S, Wilkinson P. Contrasting patterns of mortality and hospital admissions during the hot weather and heat waves in Greater London, UK. *Occup Environ Med*. 2004;61:893-8.
17. García-Pina R, Tobías A, Sanz J, Navarro C, García-Fulgueiras A. Efecto del calor sobre el número de urgencias hospitalarias en la Región de Murcia durante los veranos del período 2000-2005 y su uso en la vigilancia epidemiológica. *Rev Esp Salud Pública*. 2008; 82: 153-66.
18. Menne B. Extreme Weather Events: What can We do to Prevent Health Impacts. En: Kisch W, Menne B, Bertollini R (eds). *Extreme Weather Events and Public Health Responses*. Berlin: Springer. WHO Europe; 2007. p. 265-271.
19. Kelly J, Henning . Overview of Syndromic Surveillance. What is Syndromic Surveillance? *MMWR Morb Mortal Wkly Rep* 53 (Suppl) 5-11.
20. Moore KM, Edgar BL, McGuinness D. Implementation of an automated, real-time public health surveillance system linking emergency departments and health units: rationale and methodology. *CJEM*. 2008;10(2):114-9
21. How emergency departments might alert for pre-hospital heat-related excess mortality? Claessens YE, Taupin P, Kierzek G, Pourriat JL, Baud M, Ginsburg C, et al. *Critical Care*. 2006, 10:R156 (doi:10.1186/cc5092)
22. R. Sari Kovats and Shakoob Hajat Heat Stress and Public Health: A Critical Review *Annu Rev Public Health*. 2008. 29:41-55.

ORIGINAL

EFFECTO DEL CALOR SOBRE EL NÚMERO DE URGENCIAS HOSPITALARIAS EN LA REGIÓN DE MURCIA DURANTE LOS VERANOS DEL PERÍODO 2000-2005 Y SU USO EN LA VIGILANCIA EPIDEMIOLÓGICA

Rocío García-Pina (1), Aurelio Tobías Garcés (2), José Sanz Navarro (3), Carmen Navarro Sánchez (1) y Ana García-Fulgueiras (1)

- (1) Servicio de Epidemiología. Consejería de Sanidad de Murcia.
(2) Escuela Nacional de Sanidad. Instituto de Salud Carlos III. Madrid.
(3) Servicio de Sanidad Ambiental. Consejería de Sanidad de Murcia.

RESUMEN

Fundamento: el efecto de las temperaturas sobre la mortalidad ha sido estudiado más en profundidad que el efecto sobre la morbilidad. En Murcia se monitorizan el número de urgencias diarias y los casos de golpes de calor atendidos en los hospitales de la Región. Objetivo: valorar el efecto de la temperatura sobre el número de urgencias hospitalarias y la utilidad de estos indicadores para vigilar la morbilidad por calor.

Métodos: se ha estudiado el efecto de la temperatura sobre el número de urgencias en verano (periodo 2000-2005), estimando el incremento porcentual de urgencias cuando se superan los umbrales establecidos por el Ministerio de Sanidad y Consumo (Tª máxima 38°C y Tª mínima 22,4°C) y por cada grado de aumento de temperatura, expresado en Riesgo Relativo (RR) con un IC95%. Se han cotejado los golpes de calor comunicados con los ingresos registrados en el Conjunto Mínimo Básico de Datos al Alta Hospitalaria (CMBD).

Resultados: En 2000-2005 las urgencias se incrementaron un 1,6% en los días con más de 22,4°C de mínima (RR 1,016; IC95% 1,0076-1,0244), y un 0,21% por cada grado de aumento de la mínima (RR 1,0021; IC95% 1,0000-1,0044). El 38% de los golpes de calor ingresados no se notificaron, y el 40% de los notificados tenían exposición laboral.

Conclusiones: La temperatura mínima podría tener un mayor efecto en Murcia que la máxima. Con los actuales umbrales, el número de urgencias diarias no parece un indicador adecuado para monitorizar el efecto de la temperatura, necesitándose información sobre el diagnóstico y la edad. Los golpes de calor aportan información parcial del impacto, pero resaltan grupos de población en riesgo menos considerados.

Palabras clave: Ola de calor. Cambio climático. Urgencias hospitalarias. Golpe de calor.

ABSTRACT

Effect of Weather Temperature on Hospital Emergencies in the Region of Murcia, Spain, throughout the 2000-2005 and its Use in Epidemiological Surveillance

Background: The effect of the weather temperature on mortality has been studied more in depth than its effect on morbidity. In Murcia, the number of daily emergencies and the cases of heat stroke for which care is provided at the hospitals in this Region have been studied. Objective: to evaluate the effect that the weather temperature has on the number of hospital emergencies and the use of these indicators for the surveillance of hot weather-related morbidity.

Methods: The effect of the weather temperature on the number of summertime emergencies (2000-2005) has been studied by estimating the percentage increase in emergencies when the weather temperature thresholds established by the Ministry of Health and Consumer Affairs (Max. 38°C and Min. 22.4°C) are exceeded, and by each degree of temperature rise. Results have been stated as Relative Risk (RR) with a 95% CI. A comparison has been drawn between the heat strokes notified and the hospital admissions recorded in the Minimum Basic Data Set at Hospital Discharge (MBDS).

Results: Within the 2000-2005 period, the number of emergencies rose by 1.6% on those days when the minimum temperature for the day was above 22.4°C (RR: 1.016; 95%CI 1.0076 - 1.0244) and by 0.21% for each degree of rise in the minimum temperature for the day (RR: 1.0021, 95% CI 1.0000-1.0044). A total of 38% of the heat strokes admitted to hospital were not reported, of which 40% had occupational exposure.

Conclusions: The minimum temperature for the day could have a greater effect in Murcia than the maximum for the day. Based on the current thresholds, the number of emergencies/day does not seem to be a suitable indicator for monitoring the effect of the weather temperature, information on the diagnosis and the age being needed. Heat strokes provide partial information on the impact, but highlight less-considered population groups at risk.

Key words: Heat wave. Climatic change. Emergency activity. Heat stroke.

Correspondencia:
Rocío García Pina
Servicio de Epidemiología
Consejería de Sanidad de la Región de Murcia
C/Ronda de Levante nº 11, 1ª Planta. 30008 Murcia
Correo-electrónico: rocio.garcia2@carm.es

INTRODUCCIÓN

En el cuarto Informe de Evaluación del Grupo Intergubernamental de Expertos en Cambio Climático se reconoce por primera vez que el calentamiento global es innegable, que sus consecuencias son ya muy importantes, y que “muy probablemente” este calentamiento sea debido a causas antropogénicas^{1,2}. Las últimas estimaciones sobre el cambio climático en Europa apuntan a que la zona meridional es una de las más vulnerables²⁻⁴. El impacto sobre la salud es evidente: sólo durante la ola de calor que azotó Europa en el verano de 2003 se produjo un exceso de mortalidad de más de 50.000 muertes⁵. En España se estimó un exceso de mortalidad general del 8% que afectó exclusivamente a las personas mayores de 65 años (incremento de mortalidad del 15%), produciéndose el mayor impacto durante el mes de agosto⁶.

Para medir el impacto del calor sobre la salud se ha estudiado la relación de la temperatura y la mortalidad general. Se sabe que esta relación no es lineal sino que adopta una forma de J (mayor impacto de las temperaturas extremas) y que tiene un efecto retardado de 1 a 3 días después de la elevación de las temperaturas⁷. El grado de adaptación de la población parece jugar un papel importante, ya que el mayor exceso de mortalidad se registra a partir de un umbral de temperatura menor en las latitudes más frías (umbral de 26,2 °C en A Coruña frente a los 41,2°C en Córdoba)⁸.

La magnitud del impacto del exceso de temperatura sobre la morbilidad no se ha estudiado con tanta profundidad, a pesar de que en países como Francia los servicios de urgencias de los hospitales presentaron un importante incremento de la presión asistencial durante la ola de calor de 2003^{9,10}. En olas de calor previas se estimó un incremento general del

11% en el número de ingresos¹¹, similar al encontrado en un hospital de Barcelona durante los meses más cálidos del año 2003 comparado con 2002¹². Otros estudios no han encontrado un impacto similar^{13,14}. Por esta razón la relación entre ambos fenómenos requiere de estudios adicionales.

El incremento de la temperatura puede asociarse con la aparición de golpe de calor, que es un síndrome clínico grave y en ocasiones letal. Se produce a causa del fallo de los mecanismos de la termorregulación y puede afectar tanto a personas con patología de base como a personas sanas. Ésta parece ser una causa de morbimortalidad de cierta importancia cuando se registran excesos de temperaturas, aunque no la más importante^{11,14,15}, pero su monitorización podría ser de utilidad en la vigilancia del impacto sobre la salud de las personas. En la Región de Murcia la prevalencia de algunos de los factores de riesgo relacionados con la morbimortalidad producida por el exceso de temperaturas (diabetes mellitus, obesidad, etc) es especialmente elevada comparada con el resto del territorio estatal¹⁶⁻¹⁸.

En Mayo de 2004 se instauró en todas las Comunidades Autónomas (CCAA) el Plan de Acciones Preventivas contra los Efectos del Exceso de Temperaturas sobre la Salud, elaborado por el Ministerio de Sanidad y Consumo (MSC). Según el mismo, la vigilancia del riesgo de temperaturas extremas se lleva a cabo mediante un sistema de monitorización meteorológico con diferentes niveles de alerta y respuesta. Los niveles de alerta, que determinan el riesgo de “ola de calor”, se establecen en función del número de días que se espera que se vayan a superar simultáneamente los valores umbrales de temperaturas máximas y mínimas calculados para cada provincia¹⁹. Esta vigilancia se complementa con la monitorización del exceso de mortalidad asociado a elevacio-

nes de las temperaturas, cuya metodología ha sido previamente publicada^{6,20}. Este sistema aporta información para el conjunto de España y para niveles autonómicos y municipales, aunque no con total cobertura, ya que se basa en la información aportada por los Registros Civiles informatizados (en Murcia se monitorizan 11 de los 45 municipios), y además presenta cierto retraso²⁰.

En la Región de Murcia desde el año 2004 se monitorizan además el número de urgencias diarias y el número de casos atendidos por golpe de calor de todos los hospitales públicos, estudiándose su relación con el exceso de temperaturas. Se optó por analizar el número personas atendidas en los servicios de urgencias (independientemente de que ingresen o no) porque éstos podían verse especialmente afectados por situaciones de alerta de salud pública, y porque era posible obtener información diaria actualizada de todos los hospitales públicos. A diferencia de los estudios basados en ingresos hospitalarios (CMBD) y en mortalidad, este indicador presentaría a priori una mayor sensibilidad (al no restringirse a los casos de mayor gravedad), una buena cobertura, y permitiría obtener información en tiempo real.

El objetivo de este estudio es valorar la utilidad del número de urgencias diarias y de los casos de golpes de calor en la vigilancia de la morbilidad por exceso de temperaturas en la Región de Murcia durante el período 2000-2005.

MATERIAL Y MÉTODOS

Se monitorizó el número de urgencias diarias atendidas en los 9 hospitales del Servicio Murciano de Salud desde el 1 de junio hasta el 31 de septiembre para el período 2000-2005, sin incluir las urgencias materno-infantiles. También desde el

año 2004 se monitorizaron los casos de golpe de calor atendidos en urgencias o ingresados que notifican todos los Hospitales de la Región (públicos y privados), realizándose una revisión anual de los ingresos registrados en el CMBD por este motivo.

Los valores de las temperaturas diarias máximas y mínimas registradas en verano para los años 2000 al 2005 fueron proporcionadas por la Estación Meteorológica de Guadalupe del Instituto Nacional de Meteorología (INM). Con ellas se calculó el número de días que se superaron los umbrales de temperaturas para Murcia establecidos por el MSC (38°C para la máxima y 22,4°C para la mínima)^{18,19}. Este cálculo se realizó para la superación de los umbrales de la máxima y la mínima simultáneamente y para la superación de los umbrales de temperatura máxima o mínima de forma aislada. Para las estaciones de clima suave con baja oscilación térmica diaria, como nuestro caso, los valores umbrales se han establecido en base al percentil 95% de la serie histórica de temperaturas máximas absolutas y mínimas diarias registradas en los meses de verano de años anteriores⁸.

Análisis estadístico: La relación entre el número de urgencias diarias atendidas y las temperaturas máximas y mínimas diarias registradas se estudió utilizando la regresión de Poisson, evaluando los posibles efectos retardados de hasta una semana. Se ajustaron los componentes de tendencia y estacionalidad utilizando términos lineales y cuadráticos para la tendencia y términos sinusoidales de hasta segundo orden para la estacionalidad^{21,22}. Se tuvo en cuenta el efecto del día de la semana y de los días festivos mediante la introducción de variables indicadoras en los modelos. Se ajustó por el efecto del incremento de la temperatura en varios días consecutivos, de la temperatura máxima sobre la mínima, y de otras variables

meteorológicas (humedad relativa), así como la ocurrencia de eventos epidemiológicos importantes (el brote de *Legionella pneumophila*²³ ocurrido en la Región de Murcia en julio de 2001, y el producido por *Salmonella enteritidis* tipo Hadar debido al consumo de pollo precocinado²⁴, ocurrido en España en julio de 2005). Se calculó el riesgo de demanda asistencial urgente expresado como el riesgo relativo (RR) del número de urgencias diarias atendidas en los días que se sobrepasan los umbrales de temperatura mínima y máxima frente a los que no, con un nivel de confianza del 95%. Adicionalmente se calculó el RR del número de urgencias por cada incremento de un grado centígrado de temperatura, es decir, sin tener en cuenta dichos umbrales. Los RR se expresaron como el incremento porcentual del número de urgencias al superarse los umbrales en el primer caso, y al elevarse un grado la temperatura en el segundo. Las variables incluidas en el modelo se seleccionaron en base al nivel de significación individual, y conjuntamente a partir de las variables que minimizaban el Criterio de Información Bayesiano de Schwarz (BIC)²⁵. Una vez seleccionado el modelo de mejor ajuste, se corrigió la posible existencia de sobre-dispersión con el parámetro de sobre-dispersión. Los análisis se realizaron utilizando el programa estadístico Stata 7.0 (StataCorp, College Station, TX).

Para evaluar la monitorización de los golpes de calor atendidos se cotejó, para el verano de cada uno de los años estudiados, el número de casos comunicados por los hospitales con los ingresos hospitalarios registrados en el CMBD, seleccionando como motivo de ingreso el código 992.0 de la CIE 9-MC (golpe de calor). Se calculó el porcentaje de casos por golpe de calor que precisaron ingreso en los días de superación de alguno de los umbrales de temperatura (datos procedentes del CMBD para el periodo 2000-2005).

RESULTADOS

En la figura 1 se muestran las medias mensuales de la demanda asistencial urgente y las temperaturas máxima y mínima diarias registradas en los veranos de los años 2000 a 2005. En la tabla 1 se muestra el número de días en los que se sobrepasaron los umbrales de temperaturas y la proporción de demanda asistencial urgente que fue atendida durante estos días sobre el total de urgencias atendidas en verano.

En los veranos de 2000 a 2002 y de 2004 a 2005 las temperaturas medias registradas fueron inferiores a las de 2003, sobre todo en los 2 primeros meses (figura 1). Los umbrales de temperaturas mínima y máxima se superaron simultáneamente con menor frecuencia en el periodo 2000-2002 que en el periodo posterior 2003-2005. Asimismo el porcentaje de urgencias atendidas durante los días en que se superaron simultáneamente los umbrales de temperatura máxima y mínima en el periodo 2000-2002 también fue menor (tabla 1).

En el verano del año 2003 se alcanzó el máximo de urgencias atendidas al día en los hospitales públicos (2.244) durante el periodo 2000-2005. Siguiendo la definición de "ola de calor" del MSC, las temperaturas máximas y mínimas diarias sobrepasaron simultáneamente sus umbrales en 5 ocasiones (tabla 1). Sin embargo, fueron las temperaturas mínimas diarias las que sobrepasaron con más frecuencia su umbral (35 veces), habiéndose atendido en aquellos días el 28,6% del total de urgencias de todo el verano. En el mes de julio de 2003 se alcanzaron los valores más elevados de todo el verano, con 41°C de máxima y 25,2°C de mínima (figura 1), y la temperatura mínima sobrepasó los 22,4°C durante 14 días consecutivos. La media de la temperatura mínima y máxima en aquel verano fue la más alta del periodo de estudio (21,0 °C y 33,7 °C, respectivamente).

Figura 1
 Media mensual del número de urgencias diarias atendidas en los hospitales del SMS, de la temperatura máxima y la temperatura mínima en los meses de verano (junio-septiembre), Región de Murcia. Período 2000-2005

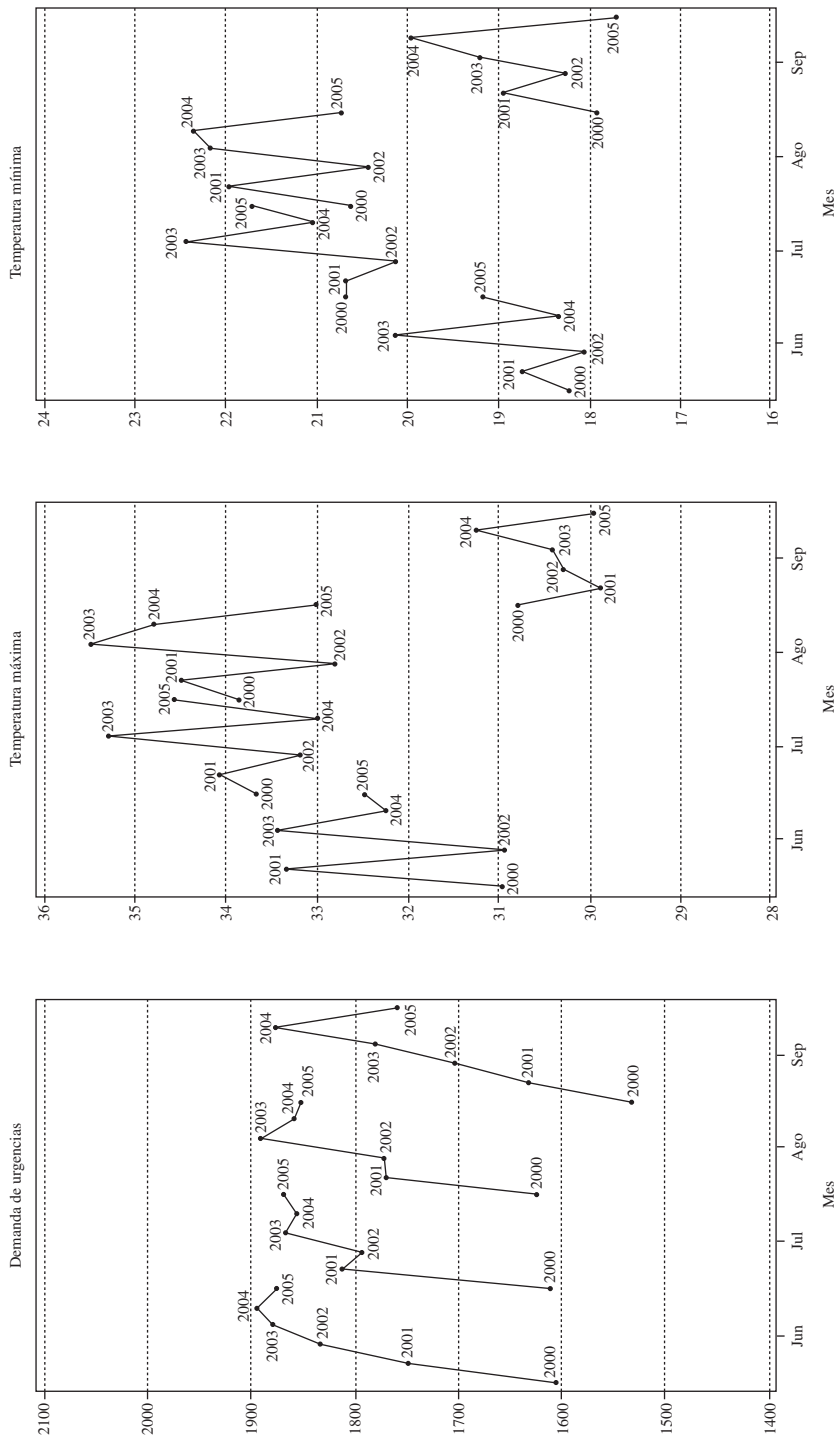


Tabla 1
Riesgo de demanda asistencial urgente en los días en que se sobrepasan los umbrales de temperatura máxima y mínima.
Región de Murcia. Periodo junio-septiembre. Años 2000-2005

Año	Número días sobre umbral	% urgencias en días sobre umbral*	Humedad relativa media	RR	IC95%
2000					
Mín = 22,4 °C	8	6,73	51,8	1,0065	(0,9786-1,0353)
Máx = 38,0 °C	5	4,07	49,7	1,0086	(0,9729-1,0457)
Mín = 22,4 °C y Máx = 38,0 °C	1	0,97	55,0	1,0005	(0,9545-1,0486)
2001					
Mín = 22,4 °C	18	14,98	59,7	1,0167	(0,9949-1,0390)
Máx = 38,0 °C	7	5,74	34,4	0,9858	(0,9576-1,0148)
Mín = 22,4 °C y Máx = 38,0 °C	1	0,82	43,2	0,9802	(0,9355-1,0272)
2002					
Mín = 22,4 °C	7	5,87	64,0	1,0233	(0,9959-1,0514)
Máx = 38,0 °C	0	0,00			
Mín = 22,4 °C y Máx = 38,0 °C	0	0,00			
2003					
Mín = 22,4 °C	35	28,56	61,4	1,0095	(0,9895-1,0299)
Máx = 38,0 °C	5	4,22	49,5	1,0225	(0,9834-1,0632)
Mín = 22,4 °C y Máx = 38,0 °C	5	4,35	50,7	0,9880	(0,9558-1,0213)
2004					
Mín = 22,4 °C	23	18,73	65,3	1,0111	(0,9930-1,0295)
Máx = 38,0 °C	3	2,59	48,2	1,0176	(0,9778-1,0590)
Mín = 22,4 °C y Máx = 38,0 °C	4	2,58	50,4	1,0120	(0,9826-1,0422)
2005					
Mín = 22,4 °C	23	19,04	58,3	1,0063	(0,9903-1,0225)
Máx = 38,0 °C	5	4,21	50,7	0,9910	(0,9597-1,0233)
Mín = 22,4 °C y Máx = 38,0 °C	1	0,91	37,2	0,9622	(0,9310-0,9945)
TOTAL					
Mín = 22,4 °C	114	15,95	60,78	1,0160	(1,0076-1,0244)
Máx = 38,0 °C	25	3,46	45,41	1,0045	(0,9887-1,0206)
Mín = 22,4 °C y Máx = 38,0 °C	12	1,14	49,21	0,9910	(0,9755-1,0068)

* % de urgencias atendidas en días que se superó el umbral del MSC sobre el total de urgencias atendidas en todo el verano.

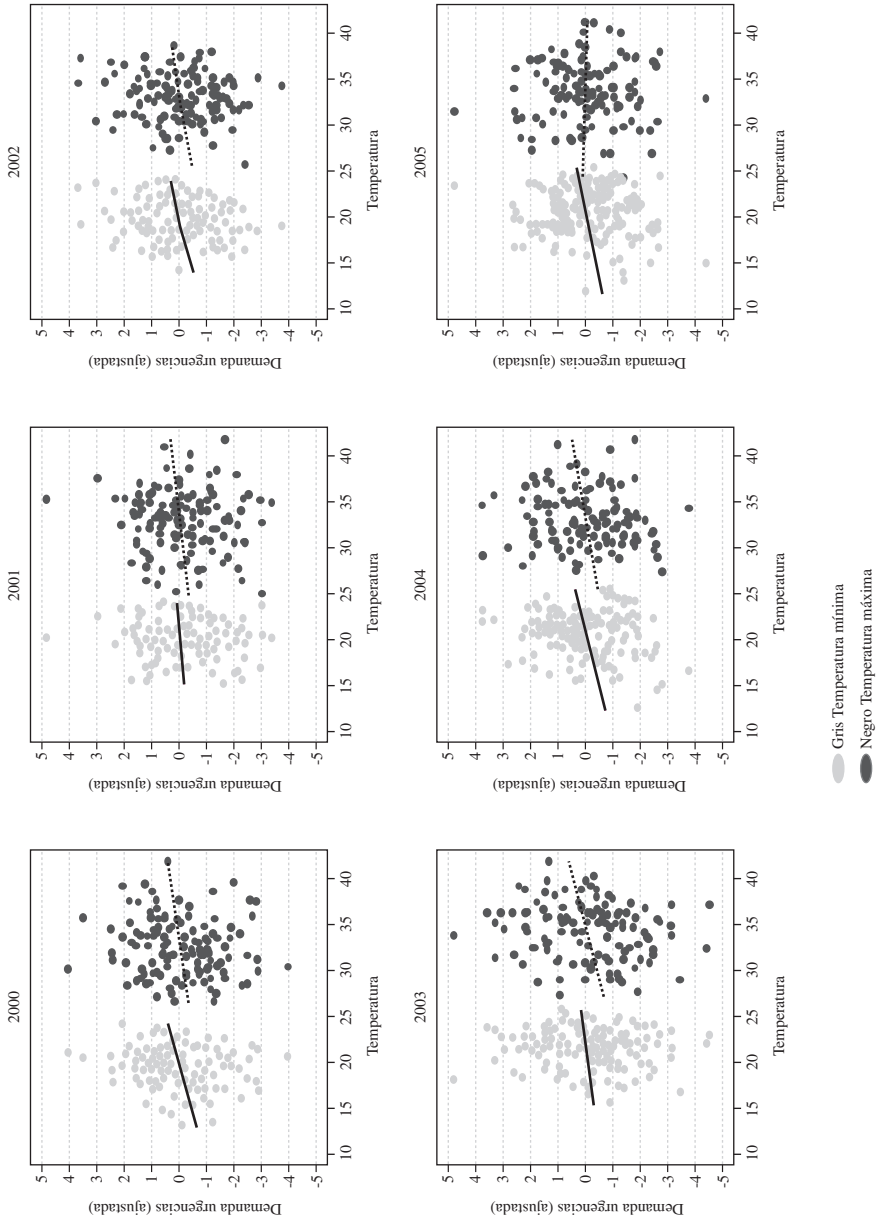
Por otro lado, en la figura 1 se observa que la demanda asistencial urgente durante los meses de verano presentó una tendencia ascendente a lo largo del periodo 2000-2005, con un incremento total del 15%. Paralelamente la población residente en Murcia se incrementó un 16,2% en el periodo 2000-2005, según la información disponible en el Padrón Municipal de habitantes. Dicho incremento parece ser independiente del grado de envejecimiento de la población, ya que su distribución por grupos de edad no se modificó prácticamente en los 5 años. El ascenso medio anual fue del 2,6% para las urgencias hospitalarias, siendo esta tendencia más marcada en el verano de 2001 (incremento del 9,3% respecto al año 2000), y mantenida hasta 2003. En los veranos de 2004 y 2005 esta tendencia se estabilizó. También hay que tener en cuenta que la demanda asistencial urgente suele incrementarse a partir del mes de junio y alcan-

zar su pico máximo en julio o agosto para decaer en septiembre (figura 1).

La figura 2 muestra la relación de las series de temperatura y urgencias ajustadas por sus componentes de tendencia y estacionalidad, siendo la pendiente algo más pronunciada para la mínima en la mayoría de los años, con excepción del año 2003 donde es la máxima la que presenta una mayor pendiente.

En la tabla 1 se muestra el riesgo de la demanda asistencial urgente producido en los días en los que se sobrepasaron los umbrales de temperaturas con respecto a los días en que no se sobrepasaron. El modelo que mejor se ajusta a los datos registrados es aquel que contempla el efecto retardado a los 6 días de sobrepasarse los umbrales, ya que el efecto del incremento de la temperatura mínima en la región de Murcia parece ser mayor que el de la máxi-

Figura 2
Relación de la demanda asistencial urgente y la temperatura mínima y máxima en los meses de verano (junio-septiembre)*, Región de Murcia. Período 2000-2005



* Diagrama de dispersión de las series de temperatura e ingresos con ajuste lineal por los componentes de tendencia y estacionalidad.

ma, y podría tener un efecto sobre la salud más retardado. Por tanto, los riesgos que figuran en la tabla hacen referencia a este efecto. Durante los veranos de 2000 a 2005 se produjo un pequeño incremento de la demanda asistencial urgente (del 1,6%) asociado a los días en que se sobrepasó el umbral de temperatura mínima de 22,4 °C (RR 1,016; IC 95% 1,008-1,024). En el año 2003 se registró el mayor efecto de las altas temperaturas sobre las urgencias hospitalarias, con un incremento del 2,2% en el número de urgencias diarias cuando se sobrepasó el umbral de temperatura máxima de 38°C, aunque no llegó a alcanzar la

significación estadística (RR 1,022; IC95% 0,983-1,063).

Al eliminar del análisis el año 2003, por ser un año anormalmente caluroso, la magnitud del efecto encontrada en relación a la temperatura mínima para todo el periodo tuvo los siguientes valores cuando se sobrepasaron los 22,4°C de mínima: RR 1,0156 IC95% 1,0060-1,0253. El incremento de urgencias en los días en que se sobrepasaron los 38°C de máxima no resultó significativo.

En la tabla 2 se presenta el riesgo de la demanda asistencial urgente producido por

Tabla 2
Riesgo de demanda asistencial urgente por cada grado de incremento de temperatura.
Región de Murcia. Período junio-septiembre. 2000-2005

Años	Temperatura	Modelo para temperatura mínima		Modelo para temperatura máxima	
		RR	IC 95%	RR	IC 95%
2000	Mínima (t)	1,0049	(1,0007-1,0091)		
	Mínima (t-1)	1,0038	(0,9994-1,0083)		
	Mínima (t-6)	1,0003	(0,9959-1,0048)		
	Máxima (t)			1,0021	(0,9996-1,0047)
	Máxima (t-1)			1,0002	(0,9976-1,0027)
	Máxima (t-6)			1,0005	(0,9979-1,0031)
2001	Mínima (t)	0,9999	(0,9954-1,0045)		
	Mínima (t-1)	0,9982	(0,9937-1,0029)		
	Mínima (t-6)	1,0031	(0,9983-1,0079)		
	Máxima (t)			1,0011	(0,9986-1,0036)
	Máxima (t-1)			1,0009	(0,9982-1,0035)
	Máxima (t-6)			0,9991	(0,9964-1,0018)
2002	Mínima (t)	1,0046	(1,0005-1,0087)		
	Mínima (t-1)	1,0029	(0,9987-1,0072)		
	Mínima (t-6)	1,0032	(0,9989-1,0075)		
	Máxima (t)			1,0024	(0,9991-1,0057)
	Máxima (t-1)			1,0048	(1,0016-1,0081)
	Máxima (t-6)			1,0032	(0,9989-1,0075)
2003	Mínima (t)	1,0026	(0,9968-1,0084)		
	Mínima (t-1)	1,0019	(0,9956-1,0081)		
	Mínima (t-6)	1,0040	(0,9978-1,0102)		
	Máxima (t)			1,0050	(1,0009-1,0092)
	Máxima (t-1)			1,0070	(1,0028-1,0112)
	Máxima (t-6)			1,0006	(0,9962-1,0051)
2004	Mínima (t)	1,0051	(1,0013-1,0090)		
	Mínima (t-1)	1,0057	(1,0019-1,0095)		
	Mínima (t-6)	1,0040	(1,0000-1,0080)		
	Máxima (t)			1,0019	(0,9995-1,0044)
	Máxima (t-1)			1,0035	(1,0011-1,0060)*
	Máxima (t-6)			1,0016	(0,9991-1,0041)
2005	Mínima (t)	1,0031	(0,9998-1,0065)		
	Mínima (t-1)	1,0011	(0,9976-1,0046)		
	Mínima (t-6)	1,0035	(0,9993-1,0078)		
	Máxima (t)			0,9994	(0,9967-1,0020)
	Máxima (t-1)			1,0013	(0,9985-1,0039)
	Máxima (t-6)			0,9991	(0,9964-1,0019)
Total	Mínima (t)	1,0042	(1,0026-1,0058)		
	Mínima (t-1)	1,0032	(1,0015-1,0048)		
	Mínima (t-6)	1,0040	(1,0024-1,0057)		
	Máxima (t)			1,0025	(1,0014-1,0036)
	Máxima (t-1)			1,0031	(1,0019-1,0042)
	Máxima (t-6)			1,0016	(1,0004-1,0027)

cada grado centígrado de aumento en las temperaturas mínima y máxima del día estudiado y sus efectos retardados. Se presentan los modelos que muestran los efectos del mismo día y con un retardo de uno y 6 días para la temperatura máxima y mínima por ser los que mejor se ajustan a los datos registrados. Según los datos disponibles, en Murcia para el periodo 2000-2005 por cada grado centígrado que aumentó la temperatura máxima diaria se produjo un incremento en el número de urgencias del 0,25% (RR 1,0025; IC95% 1,0014-1,0036), mientras que el efecto fue ligeramente mayor por cada grado centígrado que aumentó la temperatura máxima del día anterior, produciéndose un efecto retardado del 0,31% (RR 1,0031; IC95% 1,0019-1,0042). Estos efectos son los estimados en modelos independientes, pero al tener en cuenta en un único modelo la influencia de la temperatura máxima y de la mínima de los días previos prácticamente deja de observarse el mayor efecto retardado de la máxima (tabla 3).

En cuanto a la temperatura mínima, el número de urgencias diarias se incrementó en un 0,42% por cada grado centígrado

Tabla 3
Riesgo de demanda asistencial urgente por cada grado de incremento de temperatura. Región de Murcia. Meses junio-septiembre. Total del periodo 2000-2005

Temperaturas	Modelo para temperatura mínima y máxima*	
	RR	IC 95%
Temperatura Mínima		
Mínima (t)	1,0022	(1,0001, 1,0044)
Mínima (t-1)	0,9996	(0,9971, 1,0021)
Mínima (t-2)	0,9996	(0,9971, 1,0021)
Mínima (t-3)	1,0006	(0,9981, 1,0030)
Mínima (t-4)	1,0019	(0,9994, 1,0043)
Mínima (t-5)	1,0008	(0,9983, 1,0032)
Mínima (t-6)	1,0021	(1,0000, 1,0041)
Temperatura Máxima		
Máxima (t)	1,0013	(1,0000, 1,0026)
Máxima (t-1)	1,0015	(0,9999, 1,0030)
Máxima (t-2)	1,0001	(0,9983, 1,0019)
Máxima (t-3)	1,0009	(0,9993, 1,0025)
Máxima (t-4)	1,0005	(0,9989, 1,0020)
Máxima (t-5)	1,0000	(0,9985, 1,0016)
Máxima (t-6)	0,9998	(0,9983, 1,0012)

* Modelo ajustado por el efecto de la temperatura de los días previos y en efecto de la máxima sobre la mínima.

de temperatura mínima del día actual (RR 1,0042; IC95% 1,0026-1,0058), y tuvo un efecto retardado de 6 días que supuso un aumento del 0,40% por cada grado centígrado de elevación de la temperatura mínima (RR 1,0040; IC95% 1,0024-1,0057). Dicho efecto se mantiene al tener en cuenta la influencia de la temperatura de los días previos y de la máxima de ese mismo día sobre las urgencias (tabla 3) con un RR=1,0021; IC 95% (1,0000-1,0041). Teniendo en cuenta el ajuste mencionado se sigue observando que el aumento de la temperatura mínima produce un mayor impacto sobre el número de urgencias que el de la máxima, aunque comparado con el modelo no ajustado disminuye su magnitud. Para todo el periodo los efectos de las temperaturas sobre la demanda asistencial urgente encontrados son pequeños, siendo los de mayor magnitud los encontrados en los años 2003 y 2004: en 2003 el mayor incremento corresponde a la máxima con un efecto retardado de un día, incrementándose el número de urgencias diarias un 0,7% por cada elevación de un grado centígrado de temperatura máxima del día anterior (RR 1,0070; IC95% 1,0028-1,0112), y en 2004 el mayor efecto corresponde a la mínima, con un incremento del 0,51% por cada grado de elevación de la temperatura mínima (RR 1,0051; IC 95% 1,0013-1,0090).

En cuanto a los casos de golpe de calor, según la revisión realizada a través del CMBD, en los veranos de 2000 a 2005 ingresaron en los hospitales murcianos 58 personas por esta causa (21 casos en los últimos 2 años), 9 de los cuales figuran como fallecidos al alta (4 en 2003), con una letalidad del 15,5%. A lo largo de todo el periodo, los ingresos por golpe de calor coincidieron con días donde se elevaron las temperaturas máximas y/o mínimas en el 60,4% de los casos, registrándose el mayor número de ingresos en el año 2003 (24 casos). Hubo un predominio

masculino entre los ingresos por golpe de calor (81%), y la media de edad de todos los casos fue de 48,6 años. Las causas de exposición a altas temperaturas se monitorizaron desde el año 2004 mediante las notificaciones de los casos de golpes de calor atendidos en los hospitales durante el verano, independientemente de que hayan precisado ingreso o no. Los hospitales han notificado un total de 20 casos de golpe de calor en los 2 años. De éstos, 13 precisaron ingreso hospitalario, lo que implicó un 38,1% de subnotificación respecto a lo registrado en el CMBD. Del total de personas que padecieron golpe de calor a lo largo de los 2 años el 40% tenían antecedente de exposición laboral a altas temperaturas, siendo esta la categoría de riesgo más frecuente.

DISCUSIÓN

Durante el periodo de monitorización (veranos de 2000 al 2005) se ha observado que en la Región de Murcia las temperaturas mínimas superaron los umbrales de extremos térmicos con más frecuencia que las máximas, y que el número de días en los que se produjo este hecho fue cada vez mayor. Hemos encontrado un efecto del 1,6%, del exceso de temperaturas sobre la demanda asistencial urgente, correspondiendo el mayor riesgo a los aumentos de la temperatura mínima, con un efecto retardado de 6 días. La magnitud del efecto encontrada concuerda con la descrita en otros países europeos, como Inglaterra, donde a priori el grado de preparación de la población para afrontar olas de calor es menor^{13,14}.

En general en la península Ibérica la temperatura máxima diaria parece ser la variable más relevante, jugando la temperatura mínima un papel secundario^{26,27}. En cambio, en la Región de Murcia la temperatura mínima diaria podría tener una mayor importancia. En ella no es infre-

cuenta que se registren periodos de 4 o más días consecutivos sobrepasando los umbrales de la mínima, o periodos en los que, sin sobrepasar el umbral, las temperaturas se mantienen al límite durante varios días consecutivos.

En cuanto al efecto retardado encontrado, en este tipo de estudios es difícil diferenciar si los efectos encontrados en el día actual o con un retardo de un día están producidos por la propia elevación de la temperatura o por las características del sistema de información. Esto es debido a que no se recoge el número de urgencias según el momento en que la temperatura diaria alcanza su máximo o en que la persona inicia los síntomas, sino según el momento en que acude a un servicio de urgencias hospitalario, pudiendo retrasarse este hecho hasta el día siguiente. Sin embargo, esta dificultad generalmente se plantea para los retardos de un día, no influyendo sobre el efecto retardado de la mínima que hemos encontrado a los 6 días. Varios estudios han detectado incrementos de la mortalidad a los 0-3 días de la elevación de la temperatura máxima^{27,28}, pero otros también apuntan que el efecto sobre los ingresos hospitalarios podría manifestarse más a largo plazo^{28,29}.

La magnitud del efecto encontrada es pequeña, lo cual es consistente con otros estudios, que apuntan a un menor impacto de las temperaturas sobre el número de ingresos urgentes que sobre la mortalidad^{13,14,28}. Además, la Región de Murcia fue una de las CCAA menos afectadas durante la ola de calor de 2003, en lo que a mortalidad por exceso de temperaturas se refiere^{8,26}, tratándose de una CCAA que suele presentar altas temperaturas en verano comparada con otras^{8,22}. Los mecanismos de adaptación individuales y el grado de preparación de la población para soportar las temperaturas extremas podrían haber jugado a favor de un menor efecto^{6,7,30}.

Adicionalmente hay que tener en cuenta que, bajo la definición de umbrales de temperaturas establecida por el MSC para la Región de Murcia¹⁹ (mínima $\geq 22,4^{\circ}\text{C}$ y máxima $\geq 38,0^{\circ}\text{C}$), la elevación del índice de extremos térmicos se ha producido con poca frecuencia. Estos umbrales han sido calculados para cada provincia en base a la serie histórica de datos meteorológicos exclusivamente, y presenta ciertas limitaciones³¹. En cambio, el umbral a partir del cual se producen excesos de mortalidad en la Región de Murcia es de $37,5^{\circ}\text{C}$ ⁸, medio grado menor que el marcado por el MSC.

Desde Junio de 2005 el Plan Nacional de Acciones Preventivas contra los Efectos del Exceso de Temperaturas sobre la Salud contempla también la monitorización de datos hospitalarios, no habiéndose establecido los umbrales de temperatura a partir de los cuales se producen incrementos del número de urgencias para cada CCAA. Un estudio en un hospital de Madrid sugiere que los umbrales calculados en base a estudios de impacto sobre la mortalidad son similares a los calculados para ingresos hospitalarios²⁸.

En conclusión, en la Región de Murcia y con los actuales umbrales de temperatura, nuestro estudio evidencia que el número total de urgencias diarias por sí mismo no parece ser un indicador muy adecuado para monitorizar el efecto de las temperaturas sobre la salud. Otros autores han encontrado efectos, tanto en los ingresos hospitalarios^{11,12,13,15,28,29} como en la mortalidad^{6,7,32}, sobre todo asociados a grupos de edad concretos (mayores de 60-75 años de edad) y a determinadas patologías (cardiovasculares y respiratorias). Los resultados, a veces no son directamente comparables debido a la metodología utilizada, pero los patrones podrían diferir en función de la variable considerada: en el caso de la mortalidad parece asociarse más a causas cardiovasculares y en el de los ingresos hospitalarios a las

enfermedades respiratorias. Existen varias teorías que podrían explicar esta diferencia de patrones, aunque son escasos los estudios comparativos al respecto^{14,28,32}. De cualquier manera, lo que sí parece claro es que para que la vigilancia de los efectos de las temperaturas extremas sobre el número de urgencias sea útil es necesario contar con información específica sobre la edad y el diagnóstico de las personas que demandan la atención en urgencias, actualmente no disponible en nuestra CCAA. Esta evaluación puede resultar de utilidad para otras CCAA que ya monitorizan el número de urgencias atendidas en hospitales^{33,34,35}.

La monitorización de los golpes de calor aporta información parcial del impacto de las temperaturas sobre la salud, pero puede poner de relieve la existencia de grupos de población en riesgo habitualmente menos considerados, como los trabajadores expuestos a altas temperaturas. Se ha observado que ésta no es la principal causa de morbimortalidad en la población cuando ocurre el fenómeno llamado "ola de calor", sino que el calor afecta de forma más acusada a las personas con peor capacidad basal de adaptación a las altas temperaturas, agravando patologías subyacentes. En los países más desarrollados los grupos de población considerados con mayor riesgo son las personas mayores de 75 años, o con diversas patologías de base y es sobre ellas que se han realizado los mayores esfuerzos de prevención^{6,11,15}. Se debe intensificar también la prevención en otros colectivos cuya estado de salud a priori no supone una mayor vulnerabilidad.

Diferentes análisis de las tendencias meteorológicas a largo plazo subrayan que el calentamiento global es una realidad, y que influirá directamente en la salud de las poblaciones^{1,2,36,37}. Su impacto variará en función de múltiples factores, que abarcan desde la vulnerabilidad

física hasta la vulnerabilidad social. La monitorización de la mortalidad ha sido hasta ahora el objetivo principal de la vigilancia del impacto del exceso de temperaturas sobre la salud. Otras fuentes de información (hospitales, centros de atención primaria) nos pueden ofrecer aproximaciones diferentes a esta realidad, poniendo de relieve patrones distintos a los esperados y grupos de riesgo menos considerados. La utilidad de dichas fuentes para la vigilancia debe ser valorada en función de la información disponible. La monitorización del número total de urgencias hospitalarias, sin disponer de información más desagregada y contando con los actuales umbrales, no parece ser un indicador muy útil para medir el impacto de las temperaturas extremas en nuestra población.

AGRADECIMIENTOS

A Visitación García-Ortúzar, por su colaboración en la monitorización de los casos de golpe de calor. A Rosa López Casares por su colaboración en la vigilancia ambiental. A Lauro Hernando Arizaleta por facilitar la información procedente del CMBD. A Diego Salmerón por sus valiosos comentarios. A todas las Gerencias y Direcciones médicas de los hospitales del SMS y del 061 por la comunicación de los casos de golpe de calor y por facilitar la información sobre las urgencias atendidas.

BIBLIOGRAFÍA

1. Abanades García JC, Cuadrat Prats JM, De Castro Muñoz de Lucas M, Fernández García F, Gallastegui Zulaica C, Garrote de Marcos L, et al. El Cambio Climático en España. Estado de situación. Madrid: Ministerio de Medio Ambiente; 2007 [citado 17 de noviembre 2007]. Disponible en: www.mma.es/portal/secciones/cambio_climático
2. Grupo Intergubernamental de Expertos sobre Cambio Climático. Cambio Climático 2007. Resumen para Responsables de Políticas. IV Informe de Evaluación. Ministerio de Medio Ambiente. Madrid, 2007 [citado 17 de noviembre 2007]. Disponible en: www.mma.es/portal/secciones/cambio_climático
3. Velázquez de Castro F. Cambio Climático y Protocolo de Kioto. Ciencia y Estrategias. Compromisos para España. Rev Esp Salud Pública. 2005; 79(2): 191-201.
4. Meehl GA, Tebaldi C. More intense, more frequent and longer lasting heat waves in the 21st Century. Science. 2004; 305(5686): 994-7.
5. Kotatsky T. The 2003 European heat waves. Eurosurveillance monthly release 2005; 10(7-8): 148-171.[citado 24 marzo 2006]. Disponible en: www.eurosurveillance.org
6. Martínez Navarro F, Simón-Soria F, López-Abente G. Valoración del impacto de la ola de calor del verano de 2003 sobre la mortalidad. Gac Sanit. 2004; 18(Supl 1): 250-8.
7. Kunst AE, Looman CWN, Mackenbach JP. Outdoor air temperature and mortality in the Netherlands: a time-series analysis. Am J Epidemiol. 1993; 137: 331-41.
8. Díaz-Jiménez J, Linares-Gil C, García-Herrera R. Impacto de las temperaturas extremas sobre la salud pública: futuras acciones. Rev Esp Salud Pública. 2005; 79(2): 145-157.
9. Impact sanitaire de la vague de chaleur d'août 2003 en France. Bilan et perspectives. Département maladies chroniques et traumatismes. Département santé environnement. Institut de Veille Sanitaire (INVS). Sain Maurice Cedex; 2003.
10. Claessens YE, Taupin P, Kierzek G, Pourrita JL, Baud M, Ginsburg C, et al. How emergency departments might alert for pre-hospital heat-related excess mortality? Critical Care 2006; 10(6). [citado 05 junio 2007]. Disponible en: <http://ccforum.com/content/10/6/R156>
11. Semanza JC, McCullough JE, Flanders DW, McGeehan MA, Lumpkin JR. Excess of Hospital admissions during the July 1995 Heat Wave in Chicago. Am J Prev Med 1999; 16(4): 269-77.
12. Trejo O, Miró O, De la Red G, Collvinent B, Bragulat E, Asenjo MA, et al. Impacto de la ola de calor de verano de 2003 en un servicio de urgencias hospitalario. Med Clin (Barc). 2005; 125(6): 205-9.

13. Johnson H, Kovats R, Mc Gregor G, Stedman J, Gibbs M, Walton H, et al. The impact of the 2003 heat wave on mortality and hospital admissions in England. *Health Stat Q.* 2005; 25: 6-11.
14. Kovats RS, Hajat S, Wilkinson P. Contrasting patterns of mortality and hospital admissions during hot weather and heat waves in Greater London, UK. *Occup Environ Med.* 2004; 61: 893-8.
15. Villamil Cajoto I, Díaz Peromingo JA, Villacian Vicedo G, Sánchez Leira J, García Suárez F, Saborido Forjan J, et al. Impacto de la ola de calor de 2003 en el Hospital de Riviera (A Coruña). *Ann Med Int.* 2005; 22(1): 15-20.
16. Cerezo J, Tormo MJ, Navarro C, Rodríguez-Barranco M, Marco R, Egea JM et al. Diabetes y obesidad en la población adulta de la Región de Murcia. Murcia: Consejería de Sanidad. Dirección General de Salud Pública. Serie Informes nº 40, 2005.
17. Tormo Díaz MJ, García Rodríguez J, Cirera Suárez LI, Contreras Gil J, Martínez López C, Rodríguez Barranco M, et al. Epidemiología del infarto agudo de miocardio en la Región de Murcia: Estudio IBÉRICA. Murcia: Consejería de Sanidad, Dirección General de Salud Pública. Serie de informes nº 34, 2003.
18. Plan Nacional de Adaptación al Cambio Climático. Oficina Española de Cambio Climático S. G. para la Prevención de la Contaminación y del Cambio Climático. Ministerio de Medio Ambiente. Madrid; 2006.
19. Plan de Acciones Preventivas contra los Efectos del Exceso de Temperaturas sobre la Salud. Ministerio de Sanidad y Consumo. Madrid; 2005.
20. Simón F, Flores V, Martín I. Evolución de la mortalidad en España durante el mes de julio de 2006. Resultados del sistema de vigilancia de la mortalidad diaria. Centro Nacional de Epidemiología. *Bol Epidemiol Sem.* 2006;14 (7): 73-84.
21. Sáez M, Pérez-Hoyos S, Tobías A, Taurina C, Barceló MA, Ballester F. Métodos de series temporales en los estudios epidemiológicos sobre contaminación atmosférica. *Rev Esp Salud Pública.* 1999; 73 (2): 133-143.
22. Bowle C, Prothero D. Finding causes of seasonal diseases using time-series analysis. *Int J Epidemiol.* 1981; 10: 87-92.
23. García Fulgueiras AM, Navarro C, Fenoll D, García J, González-Diego P, Jiménez-Buñuales T, et al. Legionnaires' Disease Outbreak in Murcia, Spain. *Emerg Infect Dis.* 2003; 9(8): 915-921.
24. Legnet A. Over 2000 cases so far in *Salmonella hadar* outbreak in Spain associated with consumption of pre-cooked chicken. *Euro Surveill.* 2005; 10(7): 196-197.
25. Schwarz, G. "Estimating the dimension of a model". *Annals of Statistics* 1978; 6(2): 461-464.
26. Díaz J, García-Herrera R, Trigo RM, Linares C, Valente MA, De Miguel JM, et al. The Impact of the summer 2003 heat wave in Iberia: how should we measure it? *Int J Biometeorol.* 2006; 50: 144-53.
27. García-Herrera R, Díaz J, Triho RM, Hernández E. Extreme summer temperatures in Iberia: health impacts and associated synoptic conditions. *Ann Geophys* 2005; 23: 239-251.
28. Linares C, Díaz J. Impact of high temperatures on hospital admissions: comparative analysis with previous studies about mortality (Madrid). *Eur J Public Health.* Advanced access published November 28, 2007.
29. Lage B, Díaz J, Gestal JJ, Pajares MS, Alberdi JC. Influencia de los factores ambientales en el número de ingresos por urgencia en el complejo hospitalario "Juan Canalejo" de A Coruña: elaboración de un modelo de predicción. *Rev Esp Salud Pública.* 1999; 73: 45-60.
30. Hajat S, Armstrong B, Wilkinson P, Carson C. Declining vulnerability to temperature-related mortality in London over the 20th century. *Am J Epidemiol.* 2006; 164(1): 77-84.
31. Mirón Pérez IJ, Montero Rubio JC, Criado-Álvarez JJ, Gutiérrez Ávila G, Paredes Beato D, Mayoral Arenas S et al. Tratamiento y estudio de series de temperatura para su aplicación en salud pública. El caso de Castilla-La Mancha. *Rev Esp Salud Pública.* 2006; 80: 113-24.
32. Mastrangelo G, Hajat S, Fadda E. Contrasting patterns of hospital admissions and mortality during heat waves: are death from circulatory disease a real excess or an artefact? *Med Hypotheses.* 2006; 66: 1025-8.
33. Pla d'actuació per prevenir els efectes d'una onada de calor sobre la salut. Informe de les actuacions realitzades i resultats obtinguts. Estiu 2006. Generalitat de Catalunya. Departament de Salut. Direcció General de Salut Pública. Barcelona; 2006 [citado 6 septiembre 2007]. Disponible en: <http://www.gencat.net/salut/dep-san/units/sanitat/pdf/pla2006calor.pdf>.

34. Plan de alerta, prevención y control de los efectos de la ola de calor sobre la salud en la Comunidad Autónoma de La Rioja. Gobierno de la Rioja. Bol Epidemiol. 2004; 197: 1423-1427. [citado 6 septiembre 2007]. Disponible en: www.larioja.org/web/centrales/salud/ber/ber_julio_2004_n197.pdf.
35. Impacto de la temperatura durante el verano de 2005 en la actividad de urgencias y en la mortalidad en Navarra. Instituto de Salud Pública de Navarra. Boletín Informativo 2006;38:6-7. [citado 6 julio 2007]. Disponible en: www.cfnavarra.es/ISP/documentacion/BOL38-06.pdf.
36. Patz, J, Campbell D, Holloway T, Foley J. Impact of Regional climate change on human health. Nature. 2005; 438: 310-6.
37. Díaz J, Ballester F, López Vélez R. Impactos del cambio climático en España. Impactos sobre la salud humana. [citado agosto 2006]. Disponible en: www.mma.es/oecc/pdf/16_salud_humana_2.pdf

ORIGINAL

ANÁLISIS DE LA SUPERVIVENCIA EN PACIENTES
CON CÁNCER MÚLTIPLE. ASTURIAS, 1975-2004 (*)

Alberto Lana Pérez (1), María Victoria Folgueras Sánchez (1, 2), Sandra Díaz Rodríguez (1),
María del Olivo del Valle Gómez (1), Antonio Cueto Espinar (1), María Luisa López González (1)

(1) Departamento de Medicina. Área de Medicina Preventiva y Salud Pública. Instituto Universitario de Oncología del Principado de Asturias. Universidad de Oviedo.

(2) Servicio de Anatomía Patológica. Hospital Universitario Central de Asturias. Instituto Universitario de Oncología del Principado de Asturias.

RESUMEN

Fundamento. Casi uno de cada diez supervivientes de cáncer sufre un segundo primario. Algunos estudios intentan clarificar las causas pero escasean los que estudian la variable tiempo. Nuestro objetivo fue describir esta variable en pacientes con cáncer múltiple (CM) y detectar otras asociadas con el tiempo libre de CM y la supervivencia.

Métodos. Se diseñó un estudio descriptivo y se utilizaron el método de Kaplan Meyer y la Regresión de Cox para estudiar los pacientes con CM incluidos en el registro de tumores del Hospital Central de Asturias.

Resultados. El tiempo 'primer síntoma-diagnóstico' se redujo significativamente del primer al segundo cáncer (de 113 a 88 días). El tiempo entre los dos primeros cánceres (mediana=2,93 años) fue menor en las personas de más edad (RR=1,03), con cánceres primarios avanzados (RR=1,55), tratados con cirugía paliativa (RR=2,67) o quimioterapia (RR=1,51) y con un segundo cáncer localizado en la próstata (RR=1,67). El 60,9% sobrevivió más de 5 años desde el primer diagnóstico y el 19,1% desde el segundo. Estas probabilidades disminuyeron con la edad (RR=1,04) y estadios avanzados (RR=2,48), sin embargo, localizaciones con buen pronóstico (próstata, mama y piel) y casi cualquier tratamiento quirúrgico o radiológico aumentan la supervivencia.

Conclusión. Los médicos deben estar alerta ante nuevos síntomas de cáncer en pacientes con neoplasias previas durante su periodo de seguimiento para mejorar el diagnóstico precoz del CM. La supervivencia en estos pacientes depende en gran medida de la localización y estadio del cáncer implicado, pero también del tipo de tratamiento.

Palabras clave: Neoplasia múltiple. Supervivencia. Modelo de Riesgos Proporcionales. Pronóstico. Prevención & control.

Correspondencia:
María Luisa López González
Facultad de Medicina
C/ Julián Clavería s/n. 33006 Oviedo
Correo electrónico: lopez@uniovi.es.

ABSTRACT

Survival Analysis in Multiple Cancer
Patients in Asturias, Spain, 1975-2004

Background. Almost one in ten survivors of cancer suffers a second primary. Some studies try to clarify the causes, but there are few that study the time variable. Our research aim was to describe this variable in multiple cancer (MC) patients and to detect others associated with time without MC and survival.

Methods. We performed a descriptive study, and the Kaplan Meyer method and Cox Regression were used to study the patients with MC included in the tumour registry of the reference hospital of Asturias.

Results. Time between the first symptom and diagnosis was significantly reduced in the second tumour when compared with the first one (113 to 88 days). Time between the first two tumours (median=2.93 years) and the risk of an earlier second primary was higher in older people (RR=1.03) with: primaries diagnosed in advanced stage (RR=1.55), treated with palliative surgery (RR=2.67) or chemotherapy (RR=1.51); second neoplasm located in the prostate (RR=1.67). 60.9% survived at least 5 years after the first diagnosis and 19.1% after the second. These probabilities decreased with age (RR=1.04) and advanced stages (RR=2.48). Nevertheless, locations with good prognosis (prostate, breast or skin) and almost any treatment with surgery or radiotherapy increase survival.

Conclusion. Physicians should be alert to new cancer symptoms in patients with previous neoplasms during the follow-up period to improve early MC diagnosis. Survival in MC patients is acceptable, and it largely depends on the location and stage of the cancer involved, but also upon the strategy of treatment.

Key words: Neoplasms, Second Primary. Survival Analysis. Proportional Hazards Models. Time factors. Prognosis. Prevention and control.

(*) Fondo de Investigación Sanitaria (PI 03/0542)

INTRODUCCIÓN

El cáncer múltiple (CM) es definido por la International Agency for Research on Cancer (IARC)¹ como “la existencia de dos o más cánceres primarios que no son ni extensión, ni recurrencia, ni metástasis y que están localizados en lugares diferentes, o en el mismo lugar si son histológicamente diferentes”. Aunque no es un fenómeno nuevo su incidencia en las últimas décadas está aumentando en casi todo el mundo desarrollado^{2, 3}. El porcentaje de CM sobre el total de cáncer es muy variable, pero supera el 10% en algunas poblaciones⁴. En Asturias este porcentaje casi se ha cuadruplicado en los últimos 25 años y ya alcanza el 9,21%⁵, aunque todavía es menor que en EEUU⁶ donde llega al 16%. Esta tendencia puede estar relacionada con el mayor éxito de las terapias para alcanzar remisiones a largo plazo⁷ o con el potencial efecto carcinogénico del tratamiento del primer cáncer⁸, pero también con la persistencia de conductas de riesgo de cáncer tras el diagnóstico del primer tumor.

El aumento de la incidencia de CM debería promover un mayor interés en la investigación epidemiológica de esta patología. Hay bastantes estudios descriptivos y analíticos que tratan de clarificar la etiología^{3, 7-10}, posiblemente compartida por el primer y subsiguientes cánceres, y que buscan asociaciones entre distintas localizaciones primarias en un intento de obtener claves para la prevención. Pero escasean los estudios centrados en la variable epidemiológica *tiempo* y los pocos que hay no son determinantes¹¹⁻¹⁴.

Sin embargo, el estudio de al menos tres variables de *tiempo* puede resultar interesante: el tiempo transcurrido entre el primer síntoma percibido por el paciente relacionado con el cáncer y su diagnóstico definitivo; el transcurrido

entre el diagnóstico de un cáncer y el siguiente; y, finalmente, el tiempo de supervivencia a partir de cada diagnóstico en función del número de cánceres primarios padecidos. El primero de estos tiempos puede servir como indicador indirecto del nivel de educación sanitaria del paciente y del celo de los profesionales sanitarios en la aplicación de medidas de prevención. Los otros periodos podrían aportar información útil para saber si existe oportunidad de prevención del CM y para conocer el perfil de paciente que más se beneficiaría de los potenciales programas preventivos.

Los registros de tumores (RT) tienen algunas limitaciones ligadas a su nivel de calidad^{15, 16}, pero han sido utilizados en muchos países con fines descriptivos y analíticos^{2-3, 7-10} porque también son un gran recurso para estudiar CM. Según Anton-Culver¹⁷ la prevención del cáncer debería ser la primera meta de los RT y, en este sentido, los datos de *tiempo* incluidos en los RT pueden aportar claves para la toma de decisiones tanto terapéuticas como, sobre todo, preventivas¹⁸.

El objetivo principal de este trabajo fue describir la variable *tiempo* en pacientes con CM inscritos en un RT hospitalario mediante el análisis del tiempo ‘síntoma-diagnóstico’, el tiempo entre los distintas neoplasias primarios y el tiempo de supervivencia. Como objetivo secundario se planteó la búsqueda de variables asociadas con el padecimiento precoz de CM y con una menor supervivencia.

SUJETOS Y MÉTODOS

Fuente de datos y materiales: Estudio descriptivo de la cohorte retrospectiva de pacientes con CM incluidos en el RT del Hospital Universitario Central de Asturias desde la fecha de su creación. Como criterio de inclusión se utilizó el haber sido

diagnosticado de CM entre 1975 y 2004 según los requisitos de la IARC¹, es decir, haber padecido durante este periodo al menos un cáncer que no fuera el primero, ni tampoco metástasis o recurrencia de uno anterior.

La fuente de datos primaria fue el RT del Hospital Universitario Central de Asturias, que es el hospital de referencia de la Comunidad Autónoma y el único que disponía de servicio de radioterapia a la conclusión del estudio. Este registro hospitalario fue uno de los primeros en implantarse en España y colabora con la IARC desde hace dos décadas a través del RT poblacional.

La información de la muestra (N=2.737) fue manejada anónimamente, con el permiso del Comité de Ética del Hospital, e introducida en una base de datos en SPSS 15.0 (SPSS Inc, Chicago, Illinois USA) que recogía, entre otras variables, características del: a) *Paciente*: edad (en años) al diagnóstico de cada neoplasia, sexo y área sanitaria en la que residía el paciente, según las ocho existentes en la comunidad; b) *Cáncer*: localización (por órganos afectados o agrupados por sistemas), tipo histológico, estadio y tratamiento de cada cáncer; c) *Tiempo*: tiempo 'primer síntoma-diagnóstico' expresado en días, tiempo entre los distintos tumores primarios y tiempo de supervivencia expresados en años. Localización, histología y estadio fueron codificados siguiendo la tercera edición de la Clasificación Internacional de Enfermedades para Oncología¹⁹, las *International rules for multiple primary cancers*¹ y los grupos histológicos propuestos por la IARC²⁰. Para simplificar algunos análisis, las categorías originales fueron agrupadas conforme se recoge en la tabla 1 de resultados.

Los análisis de supervivencia fueron realizados sólo con aquellos pacientes cuyo estado vital pudo ser confirmado (n=1.774), porque en esta submuestra la fiabilidad de los datos referidos a la mortalidad (estado

vital y causa de muerte) pudo ser comprobada en las historias clínicas, en los registros de defunción del Instituto Nacional de Estadística y en las bases de datos de mortalidad oficiales de la Consejería de Sanidad.

Análisis de datos: Se realizó estadística descriptiva y se calcularon medias e intervalos de confianza (IC95%) de los tiempos estudiados, así como las respectivas medianas y los rangos intercuartílicos (RIC). Aplicamos el test de Kolmogorov-Smirnov para evaluar si las variables cuantitativas cumplían los criterios de normalidad y, en función del resultado, utilizamos el test de Wilcoxon (muestras relacionadas) para detectar diferencias significativas entre los distintos periodos de tiempo, según el número de cánceres sufridos.

Con el método de Kaplan-Meier se estimó la función del tiempo transcurrido hasta la aparición del cáncer múltiple y la de la supervivencia. Las curvas de supervivencia fueron comparadas mediante Log-rank test.

Se realizaron varios análisis multivariantes usando el Modelo de Riesgo Proporcional de Cox (método *Introducir* en 3 pasos) para estimar el riesgo relativo de padecer CM precoz y de morir por cáncer. En general, estos análisis se ajustaron con todas las variables de persona (paso 1), cáncer (paso 2) y tiempo (paso 3) incluidas en la tabla 1 de resultados para valorar su posible efecto pronóstico, aunque previamente se habían realizado varios análisis bivariantes para la selección de covariables y decidir el tipo de codificación más adecuado. El modelo final multivariante llevado a cabo para determinar las variables asociadas con el padecimiento de un CM precoz incluyó todas las variables relativas al primer cáncer y aquellas referidas al segundo cáncer que tenían que ver con el retraso diagnóstico, localización, estadio e histología. Para el estudio de la supervivencia se construyó un modelo final que tenía como variable dependiente el tiempo desde el segundo diagnóstico

hasta la finalización del periodo de seguimiento (supervivencia después del diagnóstico del CM) y se ajustó con las variables de la tabla 1 referidas a los dos primeros tumores (excepto “Lugar de residencia”, ya que no se relacionaba de forma significativa y no modificaba el resto de RR). En este análisis no se incluyeron los datos relativos al tercer cáncer para no limitar la información disponible. Se consideraron significativos aquellos valores de $p < 0,05$.

RESULTADOS

Se incluyó en el estudio a los 2.737 pacientes con CM (67,2% hombres; $p < 0,001$), que padecieron 5.629 cánceres en total: 2.591 con únicamente 2 cánceres primarios, 137 con 3 y 9 con 4. La tabla 1 resume las principales características personales y aquéllas relacionadas con los tumores de los pacientes que padecieron hasta 3 cánceres. Asimismo, muestra el tiempo transcurrido entre el primer síntoma y el diagnóstico definitivo. Dicho tiempo se redujo significativamente ($p < 0,001$) entre el primer cáncer (mediana=113 días) y el segundo (mediana=88), pero volvió a aumentar significativamente ($p < 0,001$) con ocasión del tercero (mediana=105). No se analizó el tiempo medio del cuarto cáncer debido al reducido número de casos.

El estudio del tiempo transcurrido entre los tres primarios arrojó los siguientes valores medios: 4,88 años entre el 1º y el 2º (IC95%: 4,67-5,09) y 3,03 años entre el 2º y el 3º (IC95%: 2,40-3,65). La mediana de dichos intervalos fue 2,93 (RIC: 0,7-7,05) y 1,52 (RIC: 0,37-4,58) respectivamente; y la diferencia entre ambos significativa ($p < 0,001$).

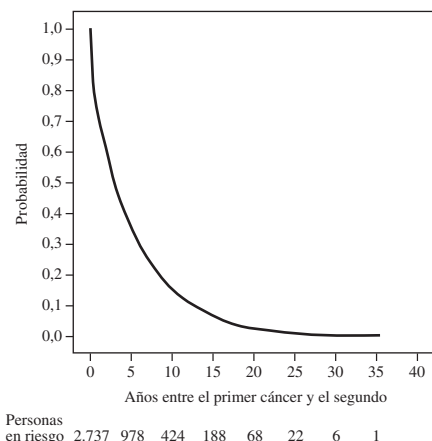
El tiempo medio transcurrido sin cáncer múltiple fue el que medió entre el diagnóstico definitivo del primero y del segundo cáncer, esto es los 4,88 años citados en el

Tabla 1
Resumen de las principales variables incluidas en el estudio

Variables	Primer cáncer N=2.737	Segundo cáncer N=2.737	Tercer cáncer N=137
Pacientes			
Edad [Mediana (RIC)]	64 (55-71)	69 (61-73)	70 (64-75,2)
Sexo [N (%)]	1.840 hombres (67,2%)		
Lugar de residencia [N (%)]	1.262 en área de referencia (46,1%)		
Cáncer			
Localización [%]			
Piel no melanoma	15,7	13,8	14,4
Laringe	9,9	2,9	1,4
Mama	8,6	5,2	2,1
Vejiga	8,5	6,1	11,6
Próstata	6,1	5,8	5,5
Tráquea - Pulmón	5,8	18,6	13,7
Colon	5,0	5,9	6,2
Resto	40,4	41,7	45,1
Estadio [%]			
Desconocido	20,3	11,4	13,7
Local	50,6	46,8	45,9
Regional	13,9	17,3	13,7
Avanzado	7,0	14,8	13,7
No aplicable	8,2	9,7	13,0
Histología [%]			
Carcinomas epidermoides	49,7	42,7	46,2
Adenocarcinomas	31,1	35,3	29,7
Otros carcinomas específicos	2,3	5,9	4,8
Carcinomas inespecíficos	3,9	4,4	2,8
Linfomas	4,3	2,5	1,4
Sarcomas y tejidos blandos	1,2	1,7	2,8
Leucemias	2,6	2,1	1,4
Otros tipos específicos de tumor	4,1	3,7	8,3
Tumores inespecíficos	0,9	1,6	2,8
Tratamiento			
Cirugía [%]			
No	29,0	42,3	39,7
Sí, radical	69,8	55,0	56,9
Sí, paliativa	1,2	2,7	3,4
Radioterapia [%]			
No	64,9	72,6	76,7
Sí, radical	18,4	14,1	12,4
Sí, paliativa	1,1	4,0	4,1
Complementaria	15,6	9,3	6,8
Quimioterapia [%]			
No	87,3	82,3	85,6
Sí, radical	12,4	16,5	13,0
Sí, paliativa	0,3	1,2	1,4
Tiempo			
Días entre el primer síntoma y el diagnóstico. [Mediana (RIC)]	113 (54-309,7)	88 (36-188)	105 (49,5-242,5)
Supervivencia [%]			
A los 5 años	60,8	19,1	9,5
A los 10 años	30,8	5,4	3,8

párrafo anterior (mediana = 2,93; RIC: 0,7-7,05). La figura 1 muestra la función del tiempo desde el diagnóstico del primer primario hasta la aparición de cáncer múltiple en los 2.737 pacientes. En el 12,5% de los casos el CM apareció durante el mes que sigue al primer diagnóstico y en el 29,3% en el transcurso del primer año.

Figura 1
Función del tiempo libre de cáncer múltiple en años



El análisis multivariante del tiempo libre de CM reveló que dicho tiempo se asocia significativamente con las variables incluidas en la tabla 2. Las personas de mayor edad (RR: 1,03) con un primer cáncer diagnosticado en estadio avanzado (RR: 1,55) y que fueron sometidas a cirugía paliativa (RR: 2,67) o tratadas con quimioterapia radical (RR: 1,51) durante el primer cáncer, padecieron un segundo primario precozmente, sobre todo si este último se localizó en la próstata (RR: 1,67). Por el contrario, sufrir un cáncer de mama como primera manifestación cancerosa disminuyó este riesgo (RR: 0,47).

El 60,9% de los pacientes (n=1.774) tuvo una supervivencia superior a los 5 años desde el diagnóstico del primer cáncer (figura 2a), aunque resultó variable en función de su localización: entre el 41,9% del cáncer de próstata y el 79,4% del de mama, como extremos de supervivencia a los 5 años de los cánceres más comunes. A los 10 años el porcentaje de supervivencia tras el primer cáncer fue del 30,8%. Los tiempos de supervivencia medios de los pacientes fueron: 7,21 años (IC95%: 6,91-7,51) en los 1.669 pacientes con 2 neoplasias; 10,19 (IC95%: 8,84-11,55) en los 99 pacientes con 3 cánceres y 18,80 (IC95%: 7,74-29,86) en los 6 pacientes que lograron acumular 4 primarios. Las respectivas medianas fueron: 6,38 (RIC: 3,07-11,33); 8,84 (RIC: 5,24-14,32) y 16,46 (RIC: 10,8-26,73). En todos los casos las diferencias entre estos tiempos fueron significativas ($p < 0,001$). Desde el diagnóstico de CM, es decir, del segundo cáncer primario, el porcentaje de supervivencia media a los 5 años fue del 19,1% (figura 2b) y los tiempos medios de supervivencia en los mismos pacientes fueron, respectivamente: 1,99 (IC95%: 1,86-2,13); 4,94 (IC95%: 3,96-5,93) y 7,17 (IC95%: 4,35-10,01) años. También en este caso la mediana de años de supervivencia tras el segundo primario se incrementó significativamente ($p < 0,001$) en función del número de cánceres sufridos: 1,59 (RIC: 0,56-3,92); 4,11 (RIC: 1,64-6,72) y 6,74 (RIC: 4,68-9,93) años.

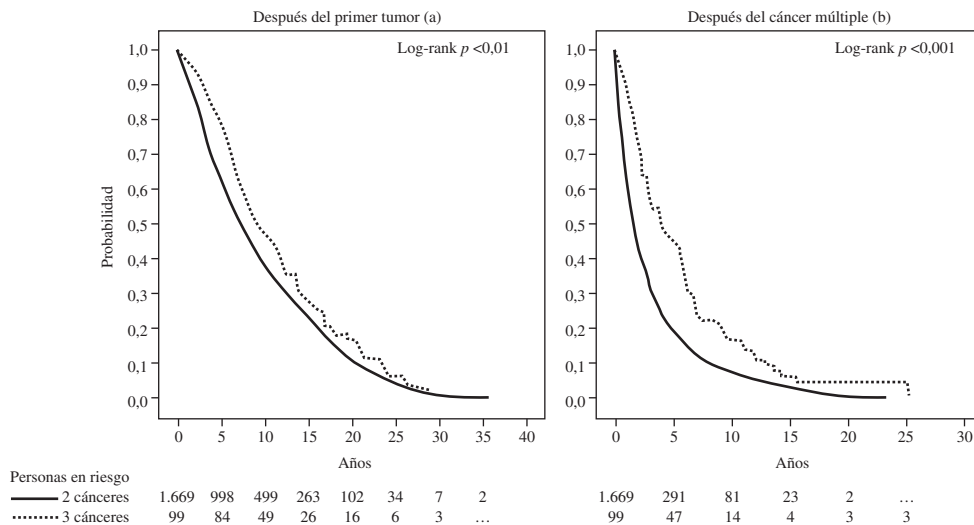
Tabla 2
Análisis multivariante del tiempo libre de cáncer múltiple
(tiempo entre el primer y segundo tumor)

	RR	IC 95% para RR		p
		Inferior	Superior	
Edad al diagnóstico I	1,03	1,02	1,04	<0,001
Estadio local Estadio avanzado I	1 ^a 1,55	1,02	2,35	0,038
Colon Mama I Próstata II	1 ^a 0,47 1,67	0,29 1,02	0,76 2,69	0,002 0,042
No realizada Cirugía Cirugía paliativa I	1 ^a 2,67	1,18	6,05	0,019
No administrada quimioterapia Quimioterapia radical I	1 ^a 1,51	1,11	2,05	0,008

1^a = Categoría de referencia

I = Variables referidas al primer tumor; II = Variables referidas al segundo tumor.

Figura 2
Función de supervivencia según el número de tumores



El análisis multivariante de la supervivencia (n=1.774, censurado: 27,6%) desde el diagnóstico del CM mostró las asocia-

ciones significativas que se muestran en la tabla 3. Tuvieron una supervivencia menor aquellos pacientes con cánceres primarios

Tabla 3
Análisis multivariante de la superficie a partir del diagnóstico del CM

	RR	IC 95% para RR		p
		Inferior	Superior	
Mujer	0,70	0,59	0,84	<0,001
Edad al diagnóstico II	1,04	1,01	1,08	0,025
Colon	1ª			
Próstata I	0,67	0,54	0,83	<0,001
Otros piel II	0,53	0,38	0,74	<0,001
Mama II	0,55	0,36	0,84	0,006
Próstata II	0,35	0,25	0,49	<0,001
Carcinomas epidermoides	1ª			
Adenocarcinomas I	0,78	0,63	0,97	0,029
Linfomas I	0,68	0,47	0,98	0,039
Linfomas II	0,42	0,28	0,62	<0,001
Leucemias II	0,42	0,27	0,65	<0,001
Estadio local	1ª			
Regional I	1,21	1,01	1,46	0,04
Regional II	1,71	1,46	2,01	<0,001
Avanzado II	2,48	2,04	3,02	<0,001
No realizada Cirugía	1ª			
Cirugía radical I	0,72	0,59	0,89	0,002
Cirugía paliativa I	0,52	0,31	0,86	0,012
Cirugía radical II	0,46	0,39	0,55	<0,001
No administrada Radioterapia	1ª			
Radioterapia radical I	0,65	0,52	0,82	<0,001
Radioterapia radical II	0,49	0,39	0,61	<0,001
Radioterapia complementaria II	0,67	0,53	0,85	0,001

1ª = Categoría de referencia

I = Variables referidas al primer tumor; II = Variables referidas al segundo tumor.

o secundarios diagnosticados en estadio no local, sobre todo si el segundo cáncer primario se diagnosticó en estadio avanzado (RR: 2,48), y las personas con mayor edad al diagnóstico de este segundo cáncer (RR: 1,04). Por otro lado, la probabilidad de sobrevivir aumentó en el caso de las mujeres (RR: 0,7) pero también si el primero de los cánceres asentó en la próstata (RR: 0,67) o bien el segundo en la piel (no melanoma) (RR: 0,53) en la mama (RR: 0,55) o en la próstata (RR: 0,35). En nuestra serie también mejoró la supervivencia que el primer cáncer fuera un adenocarcinoma (RR: 0,78) o un linfoma (RR: 0,68) y que el segundo cáncer fuera un linfoma (RR: 0,42) o una leucemia (RR: 0,42). Recibir tratamiento quirúrgico o radiológico radical para alguno de los dos primarios se comportó como factor protector, aumentando el tiempo de supervivencia, así como la cirugía con intención paliativa del primer cáncer (RR: 0,52) o el tratamiento complementario con radioterapia del segundo (RR: 0,67).

DISCUSIÓN

Los tiempos transcurridos entre el primer síntoma y el diagnóstico definitivo son indeseablemente elevados, con medianas que oscilan entre 3 y 4 meses pero que se mueven en un rango que en ocasiones alcanza hasta los 10 meses de retraso diagnóstico. El tiempo del segundo cáncer primario es significativamente más corto que el de los otros dos, quizá porque padecer el primero sirve de aprendizaje para suscitar la alerta ante el segundo, pero no impide que se diagnostiquen en un estadio más avanzado. Además, el convencimiento de que ya se ha satisfecho el tributo al cáncer después de dos neoplasias y, afortunadamente, el reducido número de personas con tres procesos cancerosos, acaso hacen que en el tercero, si se produce, de nuevo se incremente el tiempo 'síntoma-diagnóstico', por lo que tiene de imprevisto para el paciente y los

profesionales que le atienden. El diagnóstico precoz no parece habitual en nuestra serie, acaso por una escasa difusión de los consejos de prevención secundaria del Código Europeo contra el Cáncer y de los signos de alerta que incluye²¹, aun cuando está demostrado que la precocidad diagnóstica tiene un impacto en la supervivencia mayor que otras variables²². Este hecho es especialmente preocupante cuando se refiere a los segundos y terceros tumores primarios que en su mayoría se diagnostican durante el tiempo de seguimiento del cáncer previo.

La mediana del tiempo transcurrido entre los distintos tumores primarios es siempre inferior a cinco años, que suele ser el periodo mínimo de seguimiento clínico de cualquier tumor maligno, seguimiento que debería facilitar el diagnóstico precoz del CM si los profesionales estuvieran suficientemente alertas. En este sentido, Artac *et al*²³ en un estudio similar, encontró una mediana de tiempo entre el primer y segundo cáncer análoga a la nuestra, en torno a los tres años, y recomienda seguimientos duraderos tras el tratamiento de los cánceres más comunes. Por tanto, los médicos deberían estar atentos a nuevos síntomas, no imputar cualquiera de ellos al proceso ya diagnosticado y sospechar la posible existencia de CM. Con los datos actuales, el cálculo de probabilidades establece que al menos uno de cada diez pacientes puede desarrollar CM. Por otro lado, que los tiempos entre los sucesivos primarios se vaya reduciendo puede ser debido al efecto deletéreo de los tumores malignos y tratamientos previos, o al natural proceso de envejecimiento del paciente.

La función del tiempo libre de CM muestra que éste puede aparecer precozmente, en el mismo año en que se diagnostica el primer cáncer, y hasta treinta años después. Pero, como encuentran Dong y Hemminki⁸ en un estudio con más de 600.000 pacientes, el periodo de máximo

riesgo es la primera década, en la cual deberían extremarse las actividades de prevención de CM, tanto primaria como secundaria. Estas actividades son de obligada aplicación a los pacientes con mayor probabilidad de CM precoz, los cuales, según nuestra investigación, son los de más edad y quienes recibieron quimioterapia radical o cirugía con intención paliativa para tratar un primer cáncer primario diagnosticado en estadio avanzado. Padecer un cáncer de mama disminuye el riesgo de un CM precoz, quizá porque los segundos primarios en personas con este tipo de neoplasias se asocian con el efecto carcinogénico que tienen los tratamientos a largo plazo²⁴. Por otro lado, padecer un cáncer de próstata como segunda manifestación cancerosa se relaciona con un menor tiempo entre el primer y el segundo cáncer, aunque es posible que este hecho se deba a que en nuestro medio el *screening* oportunista del cáncer de próstata es muy frecuente²⁵.

El estudio de la supervivencia para todos los tipos de cáncer de forma combinada puede ser un buen indicador de la atención sanitaria a las personas con cáncer que se presta en una población²⁶. En nuestra serie los tiempos de supervivencia, una vez diagnosticado el primer cáncer, incluso el segundo, lógicamente crecen de manera significativa con el número de primarios, ya que sólo los supervivientes pueden padecer CM. Pero lo que interesa resaltar es que los tiempos de supervivencia oscilan entre los 6 y los 17 años tras el primer cáncer, y entre 1 y 7 años tras el diagnóstico de CM. Estas cifras, aunque inferiores a los 22,3 años de supervivencia tras el primer cáncer publicados por Artac *et al*²³ son estimables. Es más, en torno a un 60% de los pacientes sobrevive al menos 5 años y alrededor de un 30% más de 10 años tras el primer diagnóstico, por lo que el adecuado tratamiento de éste debería incluir intervenciones preventivas rutinarias para la eliminación de factores de riesgo de cáncer y para el diagnóstico precoz de potenciales cánceres primarios

subsiguientes. Recientemente el Instituto Nacional del Cáncer de EE.UU. publicó tasas de supervivencia inferiores a las de nuestra serie y, aún así, advertía de la creciente necesidad de tomar en consideración el CM¹⁰. Prestigiosos organismos sostienen que la prevención debe realizarse desde una perspectiva holística⁶ pero con especial esfuerzo en la mejora de los estilos de vida²⁷. En este sentido, hay evidencia científica de que factores de riesgo ligados a la alimentación, el tabaco y el sol persisten después del padecimiento de un cáncer, y de que no siempre se aplica la medicina curativa y la preventiva con el mismo celo²⁸, quizá porque esta última no es percibida como una prioridad por los profesionales sanitarios²⁹.

El análisis crudo de la supervivencia mediante el Modelo de Riesgo Proporcional de Cox no está exento de limitaciones, pero parece igual de preciso que algunos análisis relativos si se tiene en cuenta la causa de la muerte³⁰. En nuestro estudio, el análisis multivariante realizado para clarificar factores asociados a la supervivencia tras el CM muestra que tienen significativamente reducida la probabilidad de morir, por tanto, incrementada la supervivencia, los pacientes más jóvenes, más si son mujeres, diagnosticados en estadios locales y que recibieron cirugía o radioterapia radical como parte del tratamiento de alguno de sus cánceres (sobre todo radioterapia radical, ya que parece tener un efecto beneficioso al eliminar neoplasias simultáneas precoces³¹). De ahí que deba extremarse la prevención en estas personas, sobre todo si cualquiera de los cánceres asienta en localizaciones que ofrecen buen pronóstico en la actualidad, como próstata, mama o piel no melanoma. Los principales tipos histológicos (adenocarcinomas, linfomas y leucemias) aumentaron la supervivencia significativamente, quizá porque la categoría utilizada como referencia (carcinomas epidermoides) se relaciona frecuentemente con cánceres del sistema respiratorio u

órganos de cabeza y cuello, que tienen un mal pronóstico. Una vez más, un enfoque dirigido al abandono del hábito tabáquico, ya que es el principal factor de riesgo que estas últimas localizaciones comparten, podría ser beneficioso.

Nuestros resultados están limitados por la calidad de los datos del RT, como todos los estudios realizados a partir de tales registros. Aunque para el análisis de los diversos tiempos se han utilizado todos los casos incluidos en el registro durante el periodo de estudio, para el análisis de supervivencia sólo se han tenido en cuenta los casos en los que se pudo constatar fehacientemente la condición de vivo o muerto por cáncer, cruzando los datos del RT con las bases oficiales de mortalidad por cáncer de nuestra comunidad autónoma. Es por ello que las conclusiones sobre supervivencia sólo son aplicables a la década 1994-2004. Dicha supervivencia probablemente mejore la de las décadas anteriores, puesto que los modernos tratamientos consiguen remisiones cada vez más prolongadas³².

Los resultados del análisis del tiempo transcurrido entre el primer síntoma de cada proceso canceroso y el diagnóstico definitivo pueden estar afectados por un sesgo de memoria en lo que concierne a la primera de estas fechas, puesto que es autoinformada por el paciente, y por la falta de la información en algunas historias clínicas, sobre todo el referido al primer cáncer. Por otro lado, el recuerdo del primer síntoma podría tener distinta fiabilidad, según se refiera al primer cáncer o a los sucesivos. La convivencia con la enfermedad cancerosa genera cierto aprendizaje en el paciente respecto a su enfermedad, capaz de modificar los niveles de alerta frente al cáncer³³. Los resultados referidos a terceros y cuartos primarios son provisionales, dado el escaso número de casos que integran el estudio.

Se requieren nuevas investigaciones a partir de registros fiables, procedentes de

otras comunidades autónomas y del registro nacional de tumores, para clarificar y comparar la incidencia y supervivencia de CM, dentro y fuera de nuestras fronteras. Durante el seguimiento de la primera neoplasia es pertinente y urgente implementar y evaluar el impacto de programas de prevención primaria y secundaria de cáncer, sobre la incidencia de CM y la precocidad de su diagnóstico.

AGRADECIMIENTOS

Los autores agradecen la colaboración del personal del Registro de Tumores del Hospital Universitario Central de Asturias, el asesoramiento de Elena Belyakova, experta en bioestadística, y la financiación del Fondo de Investigación Sanitaria (FIS PI 03/0542) y de la "Obra Social Cajastur".

BIBLIOGRAFÍA

1. Working Group Report. International rules for multiple primary cancers (ICD-0 third edition). *Eur J Cancer Prev.* 2005; 14: 307-8.
2. Filali K, Hedelin G, Schaffer P, Esteve J, Arveux P, Bouchardy C, et al. Multiple primary cancers and estimation of the incidence rates and trends. *Eur J Cancer.* 1996; 32A: 683-90.
3. Sankila R, Pukkala E, Teppo L. Risk of subsequent malignant neoplasms among 470,000 cancer patients in Finland, 1953-1991. *Int J Cancer.* 1995; 60: 464-70.
4. Demandante CG, Troyer DA, Miles TP. Multiple primary malignant neoplasms: case report and a comprehensive review of the literature. *Am J Clin Oncol.* 2003; 26: 79-83.
5. Folgueras V, Astudillo A, Zaplana J. Registro de Tumores del Hospital Universitario Central de Asturias. Resumen del año 2002. Oviedo: Hospital Universitario Central de Asturias, Instituto Universitario del Principado de Asturias; 2007.
6. Travis LB, Rabkin CS, Brown LM, Allan JM, Alter BP, Ambrosone CB, et al. Cancer survivorship-genetic susceptibility and second primary can-

- cers: research strategies and recommendations. *J Natl Cancer Inst.* 2006; 98: 15-25.
7. Hemminki K, Aaltonen L, Li X. Subsequent primary malignancies after endometrial carcinoma and ovarian carcinoma. *Cancer.* 2003; 97: 2432-9.
 8. Dong C, Hemminki K. Second primary neoplasms in 633,964 cancer patients in Sweden, 1958-1996. *Int J Cancer.* 2001; 93: 155-61.
 9. Crocetti E, Buiatti E, Falini P, Italian Multiple Primary Cancer Working Group. Multiple primary cancer incidence in Italy. *Eur J Cancer.* 2001; 37: 2449-56.
 10. Hayat MJ, Howlader N, Reichman ME, Edwards BK. Cancer statistics, trends, and multiple primary cancer analyses from the Surveillance, Epidemiology, and End Results (SEER) Program. *Oncologist.* 2007; 12: 20-37.
 11. Heinävaara S, Sankila R, Storm H, Langmark F, Hakulinen T. Relative survival of patients with prostate cancer as a first or subsequent tumor - a Nordic collaborative study. *Cancer Causes Control.* 2002; 13: 797-806.
 12. Doubrovsky A, Menzies SW. Enhanced survival in patients with multiple primary melanoma. *Arch Dermatol.* 2003; 139: 1013-8.
 13. Goggins WB, Tsao H. A population-based analysis of risk factors for a second primary cutaneous melanoma among melanoma survivors. *Cancer.* 2003; 97: 639-43.
 14. Bhattacharyya N, Nayak VK. Survival outcomes for second primary head and neck cancer: a matched analysis. *Otolaryngol Head Neck Surg.* 2005; 132: 63-8.
 15. Izquierdo JN, Schoenbach VJ. The potential and limitations of data from population-based state cancer registries. *Am J Public Health.* 2000; 90: 695-98.
 16. Hall S, Schulze K, Groome P, Mackillop W, Holowaty E. Using cancer registry data for survival studies: the example of the Ontario Cancer Registry. *J Clin Epidemiol.* 2006; 59: 67-76.
 17. Anton-Culver H. Cancer prevention strategies: use of cancer prevention research registries. *Environ Health Perspect.* 1995; 103 (Suppl 8): 237-9.
 18. Reves J, Ginard D, Vanrell M, Mariño Z, Garau I, Llompant A, *et al.* Implantación y evaluación del cribado poblacional de la poliposis adenomatosa familiar. *Med Clin (Bar).* 2007; 129: 51-2.
 19. Fritz A, Percy C, Jack A, Shanmugaratnam K, Sobin L, Parkin DM, *et al.* International Classification of Diseases for Oncology (ICD-O), Third Edition. Geneva: World Health Organization; 2001.
 20. Parkin DM, Shanmugaratnam K, Sobin L, Ferlay J, Whelan SL. Histological Groups for comparative studies. IARC Technical Report No. 31. Lyon: IARC Press; 1998.
 21. Boyle P, Autier P, Bartelink H, Baselga J, Boffetta P, Burn J, *et al.* European Code Against Cancer and scientific justification: third version (2003). *Ann Oncol.* 2003; 14: 973-1005.
 22. Riffenburgh RH, Johnstone PA. Survival patterns of cancer patients. *Cancer* 2001; 91: 2469-75.
 23. Artac M, Bozcuk H, Ozdogan M, Demiral AN, Sarper A, Samur M, *et al.* Different clinical features of primary and secondary tumors in patients with multiple malignancies. *Tumori.* 2005; 91: 317-20.
 24. Roychoudhuri R, Evans H, Robinson D, Møller H. Radiation-induced malignancies following radiotherapy for breast cancer. *Br J Cancer.* 2004; 91: 868-72.
 25. Páez A, Luján M, Llanes L, Romero I, de la Cal MA, Miravalles E, *et al.* PSA-use in a Spanish industrial area. *Eur Urol.* 2002; 41: 162-6.
 26. Sant M, Aareleid T, Berrino F, Bielska Lasota M, Carli PM, Faivre J, *et al.* EUROCARE-3: survival of cancer patients diagnosed 1990-94--results and commentary. *Ann Oncol.* 2003; 14 (Suppl): 61-118.
 27. Sugimura T. Cancer prevention: past, present, future. *Mutat Res.* 1998; 402:7-14.
 28. Demark-Wahnefried W, Aziz NM, Rowland JH, Pinto BM. Riding the crest of the teachable moment: promoting long-term health after the diagnosis of cancer. *J Clin Oncol.* 2005; 23: 5814-30.
 29. Rizzo M, Migneco A, Mansueto P, Tringali G, Di Lorenzo G, Rini GB. Therapeutic patient education in oncology: pedagogical notions for women's health and prevention. *Eur J Cancer Care.* 2007; 16: 9-11.
 30. Giorgi R, Armanet A, Gouvernet J, Bonnier P, Fieschi M. Regression models for crude and relative survival: a comparative review. *Rev Epidemiol Sante Publique.* 2005 Sep; 53:409-17.

31. Alvarez Marcos CA, Llorente Pendás JL, Franco Gutiérrez V, Hermsen MA, Franco Albalad MP, Fernández Espina H, *et al.* Segundos tumores primarios en el cáncer escamoso de cabeza y cuello. *Acta Otorrinolaringol Esp.* 2006; 57: 462-6.
32. Brenner H. Long-term survival rates of cancer patients achieved by the end of the 20th century: a period analysis. *Lancet.* 2002; 360: 1131-5.
33. Weston R. Intervention and prevention. *Eur J Cancer Prev.* 2005; 8: 373-5.

ORIGINAL

COMPARACIÓN DE LAS LESIONES POR ACCIDENTE DE TRABAJO EN TRABAJADORES EXTRANJEROS Y ESPAÑOLES POR ACTIVIDAD ECONÓMICA Y COMUNIDAD AUTÓNOMA (ESPAÑA, 2005) (*)

M^a José López-Jacob (1), Emily Ahonen (2), Ana M. García (1,3), Ángel Gil (4) y Fernando G. Benavides (2)

- (1) Instituto Sindical de Trabajo, Ambiente y Salud.
- (2) Unitat de Recerca en Salut Laboral. Universitat Pompeu Fabra. CIBER de Epidemiología y Salud Pública.
- (3) Departamento de Medicina Preventiva y Salud Pública. Universidad de Valencia.
- (4) Departamento de Medicina Preventiva y Salud Pública. Universidad Rey Juan Carlos.

RESUMEN

Fundamento: Aunque el colectivo de personas inmigrantes en nuestro país se ha incrementado notablemente en los últimos años, poco se sabe de sus condiciones de trabajo y de los efectos de éstas en términos de lesiones por accidentes de trabajo. El objetivo de este trabajo fue comparar, para el año 2005, la incidencia de lesiones mortales y no mortales de las personas extranjeras con las de las españolas por actividad económica y comunidad autónoma.

Métodos: Los datos de lesiones por accidentes de trabajo (LAT) procedieron del Registro de Accidentes de Trabajo del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales y los denominadores se obtuvieron de las estadísticas disponibles sobre afiliación a la Seguridad Social para el año 2005, seleccionándose en ambos casos los datos correspondientes a los afiliados al Régimen General de la seguridad social y al régimen de la Minería del Carbón. Se calculó la incidencia de lesiones mortales y no mortales por accidente de trabajo, así como el riesgo relativo (RR) y su intervalo de confianza al 95% (IC95%) para trabajadores extranjeros en comparación con los españoles por comunidad autónoma y actividad económica, tomando como referencia a los españoles.

Resultados: El riesgo relativo de LAT en trabajadores extranjeros fue 1,34 (IC95% 1,11-1,62) para LAT mortales y 1,13 (IC95% 1,13-1,14) para LAT no mortales, registrándose importantes diferencias entre comunidades autónomas y sectores de actividad.

Conclusiones: se confirma un mayor riesgo global de LAT entre los trabajadores extranjeros que puede ser mayor que el observado. Las diferencias de riesgo entre actividades económicas y comunidades autónomas requieren análisis más detallados. En comparación con los trabajadores españoles, el riesgo de LAT es más elevado para los extranjeros en las actividades industriales, mientras que resulta inferior en la construcción, el comercio y la hostelería. Por comunidades autónomas, Aragón y Cataluña muestran los riesgos más elevados para los trabajadores extranjeros.

Palabras clave: lesiones, accidentes de trabajo, inmigrantes, extranjeros, trabajo, salud laboral.

ABSTRACT

Occupational Injury in Foreign Workers by Economic Activity and Autonomous Community (Spain 2005)

Background: While the immigrant collective in Spain has grown considerably in recent years, little is known about working conditions and their corresponding effects on occupational injury in this group. The objective of this study was to compare the incidences for both fatal and non-fatal injuries in foreign workers to that of Spanish workers in 2005, by autonomous community and economic activity.

Methods: Injury data came from the accident registry of the ministry of labor and social issues, and denominators were taken from available social security affiliation statistics from general and coal mining social security system. Incidence indices for fatal and non-fatal occupational injuries for foreign and Spanish workers were calculated. In addition, relative risks and their 95% confidence intervals (95%CI) were calculated by autonomous community and economic activity, using Spanish workers as the reference group.

Results: Overall, relative risk for occupational injury in foreign workers in 2005 was superior to base risk for both fatal (1.34; 95%CI: 1.11-1.62) and non-fatal injury (1.13; 95%CI: 1.13-1.14), though there were important differences by autonomous community and activity sectors. Compared with Spanish workers, risk for occupational injury was higher for foreign workers in industrial activities, while it was lower in construction, commerce and restaurants and hotels. By autonomous community, Aragón and Catalonia showed the highest risks for foreign workers.

Conclusions: A higher risk for occupational injury among foreign workers is confirmed, and may be higher than that observed. The differences in risk among economic activities and autonomous communities require more detailed analysis.

Key Words: Injuries, Occupational Accidents, Foreign worker, Immigrants, Work, Occupational health.

Correspondencia:
Fernando G. Benavides
Unitat de Recerca en Salut Laboral
Universitat Pompeu Fabra. PRBB
c/ Doctor Aiguader 88. 0800 Barcelona.
Correo electrónico: fernando.benavides@upf.edu

(*) Proyecto realizado en el Observatorio de Salud Laboral y financiado parcialmente por el Fondo de Investigaciones Sanitarias (PI050497, PI052202 y PI052334)

INTRODUCCIÓN

En los últimos años el número de trabajadores extranjeros en España ha aumentado exponencialmente. De 334.976 trabajadores extranjeros afiliados a la Seguridad Social en 1999 se ha pasado a 1.822.406 en 2006¹. En 2005 se experimentó un fuerte incremento debido a la decisión del gobierno español de establecer un proceso extraordinario de regularización administrativa, que supuso 550.136 nuevas altas de trabajadores extranjeros en el sistema de la Seguridad Social² sólo en ese año. En la actualidad en España casi el 10% de todos los trabajadores afiliados a la seguridad social son extranjeros.

La mayor parte de estos trabajadores extranjeros están ocupados en la construcción, como personal doméstico, hostelería, comercio y “otras actividades empresariales”^{3,4}, entre las que destacan las actividades de limpieza. En su mayoría estas ocupaciones entrarían en las denominadas en terminología anglosajona “*dirty, demanding and dangerous*”, en las que los trabajadores están expuestos en general a condiciones de trabajo perjudiciales⁵⁻⁹.

Aunque en el registro español de lesiones por accidentes de trabajo (LAT) desde 2003 hay información disponible sobre nacionalidad, esta variable se ha analizado con poca frecuencia. Trabajos recientes¹⁰⁻¹² referidos a la incidencia de las LAT según sexo y edad para los años 2003 y 2004 han mostrado resultados contradictorios, fundamentalmente determinados por el deficiente registro de la variable “nacionalidad” en esos años, los primeros tras la modificación del formulario de accidente y del sistema de notificación y registro de los accidentes de trabajo¹³. La propia administración analiza escasamente estos datos, habiéndose publicado únicamente una descripción de

la incidencia de las lesiones mortales y no mortales sufridas por los trabajadores extranjeros y el total de trabajadores para el año 2005¹⁴.

Los resultados de una reciente revisión de la literatura científica internacional¹⁵ revelan que la investigación sobre el tema es también escasa en otros países, especialmente en el ámbito europeo. Entre las evidencias disponibles encontramos que la incidencia de las lesiones por accidente de trabajo en la mayoría de los trabajos revisados experimenta un incremento del riesgo en los colectivos de inmigrantes respecto a los trabajadores autóctonos, en especial en el caso de las lesiones mortales y en el periodo inicial de llegada al país de adopción.

El objetivo de este trabajo es evaluar la diferencia en el riesgo de las LAT mortales y no mortales en trabajadores extranjeros en comparación con los trabajadores autóctonos, por comunidades autónomas y actividad económica.

SUJETOS Y MÉTODOS

Los datos de las LAT proceden de la base de datos anonimizada proporcionada por el Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales (MTAS) correspondiente a 2005. Esta información proviene del sistema de notificación de accidentes de trabajo que las empresas están obligadas a tramitar. Para el presente estudio hemos seleccionado las LAT mortales y las LAT con baja, tanto en jornada como *in itinere* correspondientes a los trabajadores afiliados a los regímenes general y especial del carbón de la seguridad social, sumando en 2005 un total de 971.974 lesiones (96,5% del total de LAT registradas). Fueron excluidas las LAT ocurridas en trabajadores afiliados a los regímenes especial agrario, del mar y autónomos.

Esta restricción en la selección de casos ha permitido estimar de manera fiable las tasas de incidencia, ya que la población en riesgo para extranjeros^{16,17} y autóctonos^{18,19} por comunidad autónoma y actividad económica únicamente estaba disponible para los afiliados al régimen general y el régimen especial del carbón, que en 2005 sumaron 13.913.363 trabajadores²⁰ (92,4% del total de trabajadores cubiertos por el sistema de declaración). Por tanto, también se excluyó a los trabajadores cubiertos por contingencia profesional (accidente de trabajo y enfermedad profesional) de los regímenes especial agrario, del mar y autónomos. Los datos de afiliación corresponden al promedio anual en 2005 obtenido a partir de los datos mensuales publicados por el MTAS, asumiendo que el denominador utilizado es representativo de la población afiliada a lo largo de 2005.

Asimismo, se comprobó que no había valores no válidos en las variables nacionalidad, actividad económica del centro de trabajo y provincia del centro de trabajo, todas ellas incluidas en el parte para la declaración del accidente de trabajo²¹. En función de esta información, los trabajadores lesionados se clasificaron en autóctonos y extranjeros (nacionalidad diferente a la española). La actividad económica se categorizó en los diez grandes grupos de la Clasificación de Actividades Económicas (CNAE). Para clasificar por comunidad autónoma se han organizado los datos a partir de la provincia del centro de trabajo del trabajador lesionado.

Una vez calculada la tasa de incidencia para cada categoría de actividad económica y comunidad autónoma, la comparación entre extranjeros y autóctonos se ha realizado mediante el cálculo de los riesgos relativos y su correspondiente intervalo de confianza al 95%, para cada categoría de las variables analiza-

das en este estudio. Los trabajadores autóctonos constituyen el grupo de referencia.

RESULTADOS

El riesgo relativo de LAT fue significativamente superior en los trabajadores extranjeros, tanto en el caso de las lesiones mortales (1,34; IC95%: 1,11-1,62) como no mortales (1,13; IC95%: 1,13-1,14), aunque se observan importantes diferencias en el análisis por comunidades autónomas y actividades económicas.

Así, como observamos en la tabla 1, hay nueve comunidades autónomas (Aragón, Castilla la Mancha, Castilla y León, Cataluña, Madrid, Murcia, Navarra, el País Vasco y Rioja) en las que el riesgo de LAT no mortales fue mayor para los trabajadores extranjeros. Este mayor riesgo fue especialmente elevado en Navarra y Aragón. Por otra parte, en Andalucía, Baleares, Canarias y Comunidad Valenciana el riesgo fue significativamente menor entre los trabajadores extranjeros.

En cuanto a las lesiones mortales (tabla 2) vemos que en trece comunidades autónomas, más Ceuta y Melilla, se identificaron riesgos relativos superiores a la unidad en los trabajadores extranjeros, aunque sólo en tres de ellas esta diferencia fue estadísticamente significativa. Entre éstas destacan Asturias y Aragón, en las que el riesgo de lesión mortal en trabajadores extranjeros fue respectivamente de 4,85 y 4,26. Es de señalar que en ninguna comunidad autónoma el riesgo de LAT mortal entre extranjeros fue significativamente menor que entre los autóctonos.

En cuanto a la comparación de riesgo de LAT según actividad económica (tabla 3) encontramos que en cinco de las categorías de actividad, mayoritariamente pertenecientes a actividades industriales, los

Tabla 1
Comparación de la incidencia (tasa por 1.000) de lesiones no mortales por accidente de trabajo con baja entre autóctonos y extranjeros por comunidad autónoma en España, 2005

Comunidades Autónomas	Autóctonos		Extranjeros		RR (IC 95%) ¹	
	Lesiones	Tasa	Lesiones	Tasa		
Andalucía	159.839	86,6	4.971	62,4	0,72	(0,70-0,74)
Aragón	21.219	56,5	3.241	99,7	1,76	(1,70-1,83)
Asturias	20.117	72,8	445	70,4	0,97	(0,88-1,06)
Baleares	25.709	91,5	3.725	85,9	0,94	(0,91-0,97)
Canarias	44.430	81,1	3.741	62,4	0,77	(0,74-0,79)
Cantabria	10.013	65,3	426	67,7	1,04	(0,94-1,14)
Castilla-La Mancha	41.034	90,9	3.638	108,8	1,20	(1,16-1,24)
Castilla y León	42.318	66,6	2.783	100,4	1,51	(1,45-1,57)
Cataluña	149.698	65,1	19.728	76,9	1,18	(1,16-1,20)
Comunidad Valenciana	95.540	73,6	8.248	70,7	0,96	(0,94-0,98)
Extremadura	14.222	63,9	170	55,7	0,87	(0,75-1,01)
Galicia	48.158	69,4	1.234	72,6	1,05	(0,99-1,11)
Madrid	129.717	61,8	20.838	88,5	1,43	(1,41-1,45)
Murcia	25.034	73,9	2.949	82,5	1,12	(1,07-1,16)
Navarra	11.842	63,3	1.878	113,0	1,79	(1,70-1,87)
País Vasco	48.465	70,7	2.173	103,5	1,46	(1,40-1,53)
Rioja	5.469	65,9	919	112,6	1,71	(1,59-1,83)
Ceuta y Melilla	1.412	56,0	160	63,4	1,13	(0,96-1,33)
Total	894.236	71,6	81.267	81,1	1,13	(1,13-1,14)

¹ Riesgo Relativo (Intervalo de Confianza al 95%).

Tabla 2
Comparación de la incidencia (tasa por 100.000) de lesiones mortales por accidente de trabajo con baja entre autóctonos y extranjeros por comunidad autónoma en España, 2005

Comunidades Autónomas	Autóctonos		Extranjeros		RR (IC 95%) ¹	
	Lesiones	Tasa	Lesiones	Tasa		
Andalucía	162	8,8	10	12,6	1,43	(0,76-2,71)
Aragón	38	10,1	14	43,1	4,26	(2,31-7,86)
Asturias	36	13,0	4	63,2	4,85	(1,73-13,64)
Baleares	19	6,8	6	13,8	2,05	(0,82-5,13)
Canarias	40	7,3	5	8,3	1,14	(0,45-2,89)
Cantabria	16	10,4	1	15,9	1,52	(0,20-11,50)
Castilla-La Mancha	72	16,0	4	12,0	0,75	(0,27-2,05)
Castilla y León	71	11,2	3	10,8	0,97	(0,30-3,07)
Cataluña	125	5,4	25	9,7	1,79	(1,17-2,76)
Comunidad Valenciana	108	8,3	13	11,1	1,34	(0,75-2,38)
Extremadura	29	13,0	0	—	—	—
Galicia	100	14,4	3	17,7	1,23	(0,39-3,87)
Madrid	130	6,2	20	8,5	1,37	(0,86-2,24)
Murcia	31	9,2	1	2,8	0,31	(0,04-2,24)
Navarra	22	11,8	3	18,1	1,53	(0,46-5,13)
País Vasco	78	11,4	4	19,1	1,67	(0,61-4,57)
Rioja	17	20,5	1	12,3	0,60	(0,08-4,50)
Ceuta y Melilla	2	7,9	1	39,6	5,00	(0,45-55,10)
Total	1.096	8,8	118	11,8	1,34	(1,11-1,62)

¹ Riesgo Relativo (Intervalo de Confianza al 95%).

Tabla 3
Comparación de la incidencia (tasa por 1.000) de lesiones no mortales por accidente de trabajo con baja entre autóctonos y extranjeros por grupos actividad económica en España, 2005

Actividad económica	Autóctonos		Extranjeros		RR (IC 95%) ¹	
	Lesiones	Tasa	Lesiones	Tasa		
Agricultura y pesca	9.294	168,4	1.322	118,6	0,70	(0,66-0,75)
Industrias químicas	20.962	88,4	1.192	135,8	1,54	(1,45-1,63)
Metal	106.675	126,7	6.734	192,9	1,52	(1,49-1,56)
Otras industrias manufactureras	107.118	102,5	9.317	143,1	1,40	(1,37-1,43)
Otras industrias	15.072	117,6	780	238,9	2,03	(1,89-2,18)
Construcción	223.969	152,8	31.094	120,5	0,79	(0,78-0,80)
Administración y banca	94.862	30,1	4.710	29,3	0,97	(0,94-1,00)
Comercio y hostelería	178.349	61,0	18.417	56,3	0,92	(0,91-0,94)
Servicios sociales	58.637	34,5	2.463	37,7	1,09	(1,05-1,14)
Otros servicios	79.298	83,5	5.238	77,6	0,93	(0,90-0,96)
Total	894.236	71,6	81.267	81,1	1,13	(1,13-1,14)

¹ Riesgo Relativo (Intervalo de Confianza al 95%).

Tabla 4
Comparación de la incidencia (tasa por 100.000) de lesiones mortales por accidente de trabajo con baja entre autóctonos y extranjeros por grupos actividad económica en España, 2005

Actividad económica	Autóctonos		Extranjeros		RR (IC 95%) ¹	
	Lesiones	Tasa	Lesiones	Tasa		
Agricultura y pesca	24	43,5	3	26,9	0,62	(0,19-2,00)
Industrias químicas	15	6,3	1	11,4	1,80	(0,24-13,63)
Metal	99	11,8	5	14,3	1,22	(0,50-2,99)
Otras industrias manufactureras	99	9,5	9	12,8	1,46	(0,74-2,89)
Otras industrias	26	20,3	3	91,9	4,53	(1,37-14,96)
Construcción	337	23,0	62	24,0	1,04	(0,80-1,37)
Administración y banca	103	3,3	6	3,7	1,14	(0,50-2,60)
Comercio y hostelería	156	5,3	13	4,0	0,75	(0,42-1,31)
Servicios sociales	47	2,8	1	1,5	0,55	(0,08-4,02)
Otros servicios	190	20,0	15	22,2	1,11	(0,66-1,62)
Total	1.096	8,8	118	11,8	1,34	(1,11-1,62)

¹ Riesgo Relativo (Intervalo de Confianza al 95%).

extranjeros muestran un mayor riesgo de sufrir lesiones por accidente de trabajo no mortal, especialmente en el sector de “otras industrias (extracción de minerales y combustible)” (RR=2,03; IC95% 1,89-2,18). Por otra parte, se observan riesgos significativamente menores entre los extranjeros en agricultura y pesca, construcción, comercio y hostelería, y otros servicios.

En cuanto a las lesiones mortales (tabla 4), de nuevo son las actividades industriales las que muestran un mayor riesgo para los trabajadores extranjeros, especialmente en

el sector “otras industrias” (RR=4,53; IC95% 1,37-14,96). Por otra parte, en ninguna de las categorías analizadas se observó un riesgo menor, estadísticamente significativo, entre los extranjeros.

DISCUSIÓN

Estos resultados, para el conjunto de España y para un número importante de comunidades autónomas y actividades económicas, confirman algunos hallazgos iniciales^{10,11}, en el sentido que los trabajado-

res extranjeros presentan un significativo exceso de riesgo de LAT superior al de los trabajadores autóctonos. No obstante, los resultados obtenidos en estos diferentes estudios no son del todo comparables ya que, en primer lugar, en el presente trabajo los datos son más exactos en cuanto a su codificación, principalmente de la variable nacionalidad (por el asentamiento del nuevo sistema de notificación de accidentes de trabajo ya comentado) y, en segundo lugar, la comparación es más válida al restringir dicha comparación a las LAT y población a riesgo de los regímenes general y especial del carbón de la seguridad social. Además, la regularización que tuvo lugar en 2005 pudo haber “legalizado” algunas LAT que con anterioridad no se notificaban, ya que el trabajador no estaba dado de alta en la seguridad social. Todo lo cual parece confirmar la existencia de un mayor riesgo de lesión por accidente de trabajo en los inmigrantes comparado con los autóctonos.

Las disparidades encontradas en el análisis realizado por comunidades autónomas, sin embargo, permiten identificar diferencias importantes entre las mismas. Una primera explicación a este exceso de riesgo en algunas comunidades autónomas puede orientarnos a examinar diferencias en aspectos relativos a la calidad de sus registros de LAT, que, como en el caso de Aragón, son sometidos a cuidadosas depuraciones²². Precisamente, sólo en Aragón y en Cataluña se registra un exceso estadísticamente significativo de riesgo en los trabajadores extranjeros tanto para las lesiones mortales como no mortales. De ser cierta esta hipótesis, que habría que confirmar en futuros estudios, se derivaría la necesidad de mejorar el sistema de notificación de las LAT, poniendo especial atención en los trabajadores de otras nacionalidades distintas a la española.

Igualmente, el peso desigual de los afiliados extranjeros procedentes de países de

la Unión Europea en diferentes comunidades autónomas¹⁷ (mayor en las islas Baleares y Canarias) podría explicar algunas diferencias, teniendo en cuenta que los trabajadores extranjeros de origen comunitario están ocupados, en términos generales, en sectores y ocupaciones con menor riesgo de lesiones que aquellos extracomunitarios. Esta hipótesis podría confirmarse analizando la distribución de LAT de los trabajadores extranjeros según su procedencia comunitaria o no, teniendo en cuenta la actividad económica en la que trabajan, si se pudiera contar con los denominadores apropiados; lo que no ha sido posible por no estar disponible dicha información desagregada según actividad y ocupación.

En cuanto al análisis por grupos de actividad económica, se encuentra un exceso de riesgo en el conjunto de las actividades industriales, especialmente en “otras industrias” que agrupa fundamentalmente extracción y tratamiento de minerales y combustibles. Llama la atención, en el extremo opuesto, los bajos riesgos entre los extranjeros en las actividades de la construcción y la agricultura y pesca, precisamente los sectores que a priori, en función de la literatura revisada¹⁵, esperábamos encontrar con mayor riesgo para trabajadores extranjeros. De nuevo, esto hace plantear la posibilidad de una deficiente calidad de los registros, que es urgente analizar también por actividad económica.

Analizando con más detalle la hipótesis de la infradeclaración, en las publicaciones se encuentra, efectivamente, que la infradeclaración de LAT parece darse con mayor frecuencia en trabajadores con bajos salarios, en pequeñas empresas^{23,24} y en empresas sin presencia sindical²⁵, características que afectan más a los trabajadores inmigrantes^{9,13,26}. Igualmente, la falta de información (desconocimiento de la existencia del sistema de aseguramiento de accidentes de trabajo, o los mecanismos para comunicar estos eventos, entre otros), el miedo a no

ser contratado de nuevo o incluso a perder el trabajo, así como al efecto especialmente negativo de la potencial pérdida de ingresos generados por la situación de incapacidad en este colectivo²⁷⁻²⁹, pueden incidir en la infranotificación de las LAT.

Además, se ha observado que el riesgo de accidente percibido por los trabajadores extranjeros, según la última Encuesta Nacional de Condiciones de Trabajo³⁰, es mayor que para los trabajadores españoles, especialmente aquellos ligados con cortes, golpes y caídas. Esta diferencia de percepción de riesgo de lesión es particularmente elevada en los trabajadores extranjeros del sector de la construcción. Además, también según la citada encuesta, los trabajadores extranjeros refieren en mayor medida que los españoles encontrarse de baja en el momento de la realización de la encuesta debido a un accidente de trabajo. Todo lo cual apunta hacia la hipótesis de la infradeclaración, como explicación plausible del menor riesgo de LAT en los trabajadores extranjeros, respecto a los españoles, en determinadas comunidades autónomas y actividades económicas.

Este trabajo presenta algunas limitaciones, entre las que cabe señalar la limitada disponibilidad de denominadores específicos desagregados por nacionalidad, lo que restringe la posibilidad de análisis más detallados que comprendan, por ejemplo, a los trabajadores del régimen especial agrario con la contingencia profesional cubierta o de subsectores económicos específicos.

En el estudio de las lesiones por accidente de trabajo, la identificación del colectivo "inmigrantes" tendría un significado diferente al de la identificación de trabajadores "extranjeros", pues aunque en ambos casos se pueden compartir determinados condicionantes que pueden influir en el desencadenamiento de los accidentes (de tipo cultural, dificultades con el idioma, desconocimiento de las

normas), en el caso de los trabajadores inmigrantes económicos se incorporan otras circunstancias que modifican el contexto en el que se desenvuelve la actividad laboral que harían especialmente relevante estudiarlo de forma más detallada; sin embargo, la ausencia de información desagregada (por ejemplo por nacionalidad) que permita configurar un denominador apropiado no permite este análisis. Esta limitación es especialmente relevante en relación a la disponibilidad de denominadores.

Otra limitación es que el registro de LAT deja fuera a importantes colectivos de trabajadores, tanto españoles como extranjeros, como son los trabajadores afiliados en el régimen especial del servicio doméstico (en su mayoría mujeres extranjeras), al no estar protegidos frente a la contingencia de accidentes de trabajo, así como los autónomos que voluntariamente no hayan decidido protegerse frente a las lesiones por accidentes de trabajo, por lo que el análisis comparativo en estos supuestos no puede ser realizado. Asimismo, hay que señalar que muchos trabajadores extranjeros trabajan en la economía irregular, probablemente en peores condiciones que aquéllos que disfrutaban de un estatus legal adecuado y, por tanto, las lesiones que sufren no serán notificadas.

En conclusión, los resultados de este estudio parecen confirmar un mayor riesgo de LAT entre los trabajadores extranjeros en relación a los autóctonos. Un riesgo que posiblemente sea superior al observado si se registrara todas las LAT que se producen realmente, dada la posible infradeclaración de las LAT en los extranjeros. Un problema que debemos seguir estudiando cada vez con mayor detalle y con datos de más calidad. Su estudio es una manera de hacer visible este importante problema de salud pública y, por lo tanto, un primer paso para su prevención.

BIBLIOGRAFÍA

1. Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales. Boletín Estadísticas Laborales. Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales [citado 29 de abr 2007]. Disponible en: www.mtas.es/simbad/Simbad.
2. Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales. Balance del proceso de normalización de trabajadores extranjeros. Altas en la Seguridad Social a 30 de 12 de 2005 [citado 29 abr 2007]. Disponible en: www.mtas.es/balance/default.htm.
3. Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales. Anuario de Estadísticas Laborales y Sociales 2005 [citado 29 abr 2007]. Disponible en: www.mtas.es/estadisticas/anuario2005/TEX/index.htm.
4. Consejo Económico y Social. Memoria Socioeconómica y Laboral de España (año 2006). 2007 [citado 20 ag 2007]. Disponible en: www.ces.es.
5. European foundation for the improvement of living and working conditions. Employment and working conditions of migrant workers. 2007 [citado 20 ag 2007]. Disponible en: www.eurofound.europa.eu/ewco/studies/tm0701038s/.
6. Colectivo IOE. La Inmigración Extranjera en el sector de la Construcción de Madrid. Su situación desde la perspectiva de la seguridad y salud laboral. 2005 [citado 20 de ag 2007]. Disponible en: www.nodo50.org/ioe.
7. Porthé V, Ahonen E, Vázquez ML, Amable M, Benach J, Benavides FG. Condiciones de Empleo y salud percibida de los trabajadores marroquíes en Barcelona. Comunicación XII Congreso SES-PAS. Gac Sanit 2007; 21(2): 30.
8. García AM, López-Jacob MJ, Giner J, Bisbal J. Condiciones de trabajo y salud en inmigrantes en España. Comunicación al VI Congreso Español de Medicina y Enfermería del Trabajo. 2007.
9. International Labour Office. Towards a fair deal for migrant workers in the global economy. 2004 [citado 20 ag 2007]. Disponible en: www.ilo.org/public/english/standards/reIm/ilc/ilc92/pdf/rep-vi.pdf.
10. Ahonen EQ, Benavides FG. Risk of fatal and non-fatal occupational injuries in foreign workers in Spain. J Epidemiol Community Health. 2006 May; 60(5): 424-6.
11. Benavides FG, Ahonen EQ, Bosch C. Riesgo de lesión por accidente de trabajo en trabajadores extranjeros, España 2003 y 2004. Gac Sanit. 2007 (en prensa).
12. Ahonen EQ, Benavides, FG. Administrative data and occupational health research. J Epidemiol Community Health. [e-letter] 22 August 2007 [citado 21 dic 2007]. Disponible en: www.jech.bmj.com/cgi/eletters/60/5/424.
13. López-Jacob, MJ, García AM, García J. Nuevo sistema de notificación de accidentes de trabajo (Orden TAS/2926/2002): análisis de la cumplimentación 2003-2004. Instituto Sindical de Trabajo, Ambiente y Salud [citado 21 de dic 2007] Disponible en: www.istas.ccoo.es/descargas/DELTA.pdf.
14. Instituto Nacional de Seguridad e Higiene en el Trabajo. Avance Siniestralidad Laboral. Julio 2005-Julio 2006 [citado 20 jun 2007]. Disponible en: www.mtas.es/Insht/statistics/siniestro.htm.
15. Ahonen EQ, Benavides FG, Benach J. Immigrant populations, work and health. A systematic literature review. Scand J Work Environ Health. 2007;33:96-104.
16. Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales. Trabajadores extranjeros afiliados en alta laboral en el Régimen General y R. E. de la Minería del Carbón, según rama de actividad [citado 19 nov 2007]. Disponible en: www.mtas.es/estadisticas/bel/AEX/index.htm.
17. Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales. Afiliados extranjeros a la Seguridad Social por Comunidades Autónomas. Elaboración Mensual [citado 19 nov 2007]. Disponible en: www.tt.mtas.es/periodico/historico_inicio.htm.
18. Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales. Trabajadores afiliados en alta laboral del Régimen General y Minería del Carbón, según rama de actividad [citado 19 nov 2007]. Disponible en: www.mtas.es/estadisticas/bel/AFI/index.htm.
19. Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales. Trabajadores afiliados en alta laboral según régimen por Comunidad Autónoma y Provincia [citado 19 nov 2007] Disponible en: www.mtas.es/estadisticas/bel/AFI/index.htm.
20. Dirección General de la Seguridad Social. Presupuestos de la Seguridad Social. Ejercicio 2007. Informe Económico-Financiero. Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales [citado 15 nov 2007]. Disponible en: www.seg-social.es/inicio/?MIval=cw_usr_view_Folder&LANG=1&ID=47507.
21. Boletín Oficial del Estado. Orden TAS 2926/2002 de 19 de noviembre, del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales, por la que se establecen nuevos modelos para la notificación de accidentes de trabajo y se posibilita su transmisión

- por procedimiento informático. BOE núm 279 de 21/12/2002.
22. Instituto Aragonés de Salud y Seguridad Laboral [citado 10 dic 2007]. Disponible en: portal.aragob.es/servlet/page?_pageid=4229&_dad=portal30&_schema=PORTAL30&_type=site&_fsiteid=547&_fid=1207526&_fnavbarid=1&_fnavbarsiteid=547&_fedid=0&_fmode=2&_fdisplaymode=1&_fcalledfrom=1&_fdisplayurl=
 23. Daniels C, Marlow P. Literature Review on the Reporting of Workplace Injury Trends. 2005. Health and safety Laboratory. Reino Unido [citado 20 sept 2007]. Disponible en: www.hse.gov.uk/research/hsl_pdf/2005/hsl0536.pdf.
 24. Azaroff LS, Levenstein C, Wegman DH. Occupational Injury and Illness Surveillance: Conceptual filters explain underreporting. *Am J Public Health*. 2002; 92: 1421-9.
 25. Lashuay N, Harrison R. Barriers to Occupational Health Services for Low-Wage Workers in California. Commission on Health and Safety and Workers' Compensation, California Department of Industrial Relations. 2006 [citado 20 sept 2007]. Disponible en: www.dir.ca.gov/CHSWC/Reports/Barriers_To_OHS.pdf.
 26. French S, Möhrke J. The impact of 'new arrivals' upon the North Staffordshire Labour Market. A Research Report for the Low Pay Commission. Centre for Industrial Relations, Keele University. United Kingdom [citado 10 dic 2007]. Disponible en: www.lowpay.gov.uk/lowpay/research/pdf/t0Z96GK3.pdf.
 27. Scherzer T, Rugulies R, Krause N. Work-related pain and injury and barriers to workers' compensation among Las Vegas hotel room cleaners. *Am J Public Health*. 2005; 95(3): 483-8.
 28. Conway H, Svenson J. Occupational injury and illness rates, 1992-96: why they fell. *Monthly Labor Review* 1998; 121: 36-58.
 29. Wallace S, Castañeda X, Guendelman S, Felt E, Padilla-Fausto I, Lee J. Migration, Health and Work: Facts behind the myths. University of California, Berkeley, School of Public Health [citado 10 dic 2007]. Disponible en: www.ucop.edu/hia/documents/mig_hlth_wk.pdf
 30. Instituto Nacional de Seguridad e Higiene en el Trabajo (INSHT). Informe VI Encuesta Nacional de Condiciones de Trabajo. Madrid. Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales. 2007.

ORIGINAL**FIABILIDAD Y VALIDEZ DE UN CUESTIONARIO PARA MEDIR EN ESTUDIANTES UNIVERSITARIOS LA ASOCIACIÓN DE LA ANSIEDAD Y DEPRESIÓN CON FACTORES ACADÉMICOS Y PSICOSOCIOFAMILIARES DURANTE EL CURSO 2004-2005****Serafín Balanza Galindo, Isabel Morales Moreno, Joaquín Guerrero Muñoz, Ana Conesa Conesa**

Universidad Católica San Antonio de Murcia.

RESUMEN

Fundamento: La elevada frecuencia de ansiedad y depresión en estudiantes universitarios está relacionada con factores sociales, familiares y con el estrés académico. El objetivo de este estudio ha sido determinar la consistencia interna y la validez de un cuestionario de situaciones socio familiares y académicas que pueden estar relacionadas con situaciones psicopatológicas en estudiantes universitarios

Método: El estudio se realizó en la Universidad Católica San Antonio de Murcia, en una muestra de 700 alumnos a los que se les administró un cuestionario de elaboración propia, que contenía ítems que valoraban aspectos académicos y socio familiares. Como factores de estudio independientes se utilizaron variables que medían diversas situaciones estresantes de los estudiantes y la escala de ansiedad y depresión de Goldberg, todo con el fin de medir la validez del cuestionario.

Resultados: La fiabilidad del cuestionario quedó demostrada al obtener en el test-retest un coeficiente de correlación intraclass de 0,819. El cuestionario original de 19 ítems quedó reducido a 15 tras el análisis de homogeneidad, obteniendo un alfa de Cronbach de 0,758. La validez de constructo se evaluó con el análisis factorial del cuestionario, resultando dos factores que representaban a "aspectos académicos" y "aspectos sociofamiliares". Los estudiantes con el test de ansiedad y depresión positivo eran los que más puntuación obtuvieron en el cuestionario global y en los dos factores, quedando demostrada la validez de criterio

Conclusiones: El cuestionario del estudio es una herramienta de valoración, de fácil uso y de ágil aplicación para la detección precoz de ansiedad y depresión en estudiantes universitarios

Palabras clave: Estudiantes. Ansiedad. Depresión. Cuestionario. Reproducibilidad de Resultados.

Correspondencia:
Serafín Balanza Galindo
Universidad Católica San Antonio de Murcia
Guadalupe. 30107 Murcia
Correo electrónico: balanza2@yahoo.es

ABSTRACT**Academic and Psycho-socio-familiar Factors Associated to Anxiety and Depression in University Students. Reliability and Validity of a Questionnaire**

Background: The high frequency of anxiety and depression in university students is related to social, family factors and academic stress. The aim of this research is to determine the internal consistency and validity of a questionnaire on socio-familiar and academic situations which may be related to psychopathological situations in university students.

Methods: The research was carried out at the Universidad Católica San Antonio de Murcia with 700 students, to whom a questionnaire made by the researchers was given. This questionnaire included items which evaluated academic and socio-familiar aspects. Variables regarding various stressful situations amongst students, and the Goldberg's level of anxiety and depression scale were used as independent facts of research in order to measure the validity of the questionnaire.

Results: The reliability of the questionnaire was shown after obtaining an intraclass correlation coefficient of 0.819. The original questionnaire with 19 items was reduced to 15 items after the homogeneity analysis, obtaining a Cronbach alpha of 0.758. The validity of constructio was evaluated with the factor analysis of the questionnaire, with a result of two factors which represented 'academic aspects' and 'socio-familiar aspects'. Those students with a positive anxiety and depression test were the ones who obtained the higher score on the global questionnaire and in both factors, proving the validity of the criteria.

Conclusions: The research questionnaire is an agile and easy to use tool for the assessment and early detection of anxiety and depression in university students.

Key words: Students. Anxiety. Depression. Questionnaire. Reproducibility of Results.

INTRODUCCIÓN

Los estudios que han relacionado la ansiedad y la depresión con factores psicosociales y familiares a los que el individuo se ve expuesto a lo largo de la vida son abundantes en la literatura científica, así como aquellos que se refieren al estrés académico y su repercusión en el estado de salud de los estudiantes universitarios¹⁻⁴.

La ansiedad y la depresión son los desórdenes clínicos más frecuentes en la población en general que también se encuentran significativamente presentes entre los estudiantes universitarios^{5,6}. El inicio, el desarrollo y la duración de estas psicopatologías pueden estar relacionados con la presencia de múltiples factores, tanto situacionales como psicológicos.

La literatura científica en este campo viene describiendo la importancia que determinados factores personales y psicosociales poseen en la aparición y el desarrollo de trastornos psicológicos entre la población de estudiantes universitarios. El contexto familiar se ha revelado como un indicador sobresaliente del bienestar emocional y del ajuste psicológico del estudiante. Las relaciones con los padres, los vínculos familiares, los estilos educativos^{7,8}, la crisis de pareja y la discrepancia conyugal-parental expresada en situaciones de ruptura como la separación o el divorcio^{9,10}, la comunicación y la cohesión-conflictividad familiar e intergeneracional^{11,12} o la psicopatología parental previa¹³⁻¹⁶ son variables que se han vinculado al estado de salud mental de los estudiantes universitarios y de los jóvenes en general. Por descontado, los factores sociales y ambientales han sido también objeto de análisis, especialmente aquéllos que modulan el nivel de estrés al que los estudiantes universitarios se ven expuestos a lo largo de su carrera. El desarrollo de habilidades y competencias para resol-

ver los problemas cotidianos¹⁷, las relaciones positivas con compañeros y profesores y el afrontamiento eficaz de las transiciones de la vida y los *life events*¹⁸⁻²¹ se han destacado como variables que disminuyen el estrés y el riesgo de sufrir un trastorno psicológico. Otros estudios han abordado el papel que la carga de trabajo y los recursos económicos tienen sobre la salud mental y física de los estudiantes indicándonos que si bien poseen un impacto evidente no son tan decisivos como otros factores que ya se han indicado y que, en cualquier caso, su relación con otras prácticas y hábitos como el consumo de alcohol o drogas explicaría en mayor grado su influencia en el detrimento de la salud de los estudiantes^{22,23}. Los trabajos de investigación en este terreno indican la importancia que tienen sobre el estado de salud mental y viceversa considerar la influencia de determinados hábitos y conductas. Los trastornos de ansiedad y depresión poseen una comorbilidad psiquiátrica elevada con el consumo de alcohol y drogas. En muchos casos la ansiedad y la depresión aumentan la sensibilidad y la predisposición al consumo de sustancias adictivas altamente perjudiciales para la salud que acaban deteriorando las relaciones sociales²⁴⁻²⁸.

Este trabajo ha consistido en la elaboración de un cuestionario *ad hoc* que nos permitiera identificar y discriminar algunos de los más representativos, y que claramente pudiéramos vincular al estado de salud mental de los estudiantes universitarios. Para ello formulamos una serie de preguntas o ítems y empleamos la *Escala de Ansiedad y Depresión de Goldberg* (EADG) con el propósito de valorar la existencia de indicadores clínicos relevantes. En concreto, usando como criterio el valor predictivo de los índices de la EADG, se ha puesto a prueba una serie de cuestiones en las que se consideran aspectos académicos, como la satisfacción con el sistema de enseñanza, el ren-

dimiento, las expectativas de éxito, la motivación y la ansiedad ante los exámenes, y aspectos del entorno social y familiar como la convivencia en el lugar de residencia durante los estudios universitarios, la relación de pareja o el apoyo percibido.

El objetivo de este estudio ha sido determinar la consistencia interna y la validez de un cuestionario de situaciones socio familiares y académicas que pueden estar relacionadas con situaciones psicopatológicas en estudiantes universitarios.

SUJETOS Y MÉTODOS

Con los objetivos propuestos se ha diseñado un estudio con metodología cuantitativa, observacional, descriptivo y transversal

Población. La población diana objeto de este estudio esta formada por los 4.821 estudiantes matriculados en la Universidad Católica San Antonio de Murcia, durante el curso 2004-2005, en titulaciones oficiales, excluyendo a los alumnos de cursos de postgrado y master.

Tamaño de la muestra y muestreo. El cálculo de la muestra se ha realizando en base a estimación, por estudios previos^{29,30}, de que el 35% de los estudiantes universitarios sufren algún trastorno psicopatológico, con una precisión de $\pm 3,5\%$ y un error α de 5% y para poblaciones finitas, resultando una muestra necesaria de 622 alumnos, pero teniendo en cuenta una pérdida del 10%, por las encuestas no válidas, se estimó una muestra de 684 alumnos.

Se ha utilizado una técnica de muestreo aleatorio multietápico por conglomerados, siendo la última unidad de muestreo el curso, realizando el cuestionario todos los alumnos que asistían a clase en el momento de la entrevista. El trabajo de campo se realizó durante el tercer trimestre de curso

académico 2004-2005. La muestra ha sido distribuida por Facultades o Escuelas y para que fuese representativa ha sido estratificada en función de los alumnos matriculados.

Variables e instrumento de medida.

Para la realización del estudio se ha utilizado un cuestionario de elaboración propia y como factores de estudio independientes las variables: sexo, Facultad o Escuela Universitaria, ¿realiza largos desplazamientos para acudir a la universidad (>50 Kms)?, compaginar estudios y trabajo, tener otras obligaciones además de estudiar (cuidar a hijos, familiares, etc.), tener asignaturas pendientes del curso pasado y residir con su familia durante el curso académico.

El cuestionario de elaboración propia fue creado para medir los aspectos negativos de un estudiante universitario que pudieran estar asociados con cuadros clínicos de ansiedad o depresión, con 19 ítems, todas las preguntas fueron formuladas en sentido negativo, medidas en escala de Likert, con 5 posibles respuestas, donde el valor 1 es total desacuerdo y el valor 5 al total acuerdo. Los ítems del cuestionario desarrollado para este estudio se redactaron en base a la revisión bibliográfica pero, sobre todo, están basados en las observaciones dadas por los alumnos en las reuniones mantenidas con ellos y por la experiencia docente del equipo investigador, construyéndose un cuestionario que agrupase factores negativos relacionados con aspectos académicos, sociales, familiares y personales.

Procedimiento y análisis de resultados. Se han seguido los pasos metodológicos necesarios para analizar la fiabilidad y validez de un cuestionario.

Prueba piloto: Para comprobar la comprensión de los distintos ítems que componía la escala y verificar la fiabilidad de la

misma, se realizó una prueba piloto, siguiendo el criterio de que el número de sujetos participantes en esta prueba ha de ser siempre superior al número de ítems del cuestionario, recomendando una participación de sujetos entre dos y diez veces el número de ítems³¹. En la muestra piloto del estudio participaron 38 estudiantes, sin ningún criterio de muestreo, simplemente que cumplieren los criterios necesarios para poder participar en el estudio. Para evaluar la repetibilidad del cuestionario se realizó el test-retest al grupo que participaron en la prueba piloto, repitiendo el cuestionario a los 15 días de haber realizado el primero, calculándose el coeficiente de correlación intraclase (CCI), con el objetivo de medir el nivel concordancia entre las medidas cuantitativas del cuestionario, considerando como aceptable una CCI superior a 0,70³².

Fiabilidad y homogeneidad del cuestionario: La consistencia interna u homogeneidad entre los ítems del cuestionario se realizó aplicando el coeficiente alfa de Cronbach³³, cuyos valores oscilan entre 0 y 1, considerando como aceptable valores iguales o superiores a 0,70^{33,34}, evaluando si su valor aumentaba o disminuía al extraer del cuestionario cada uno de los ítems que lo componen. También se calcularon los coeficientes de correlación de cada ítem con los valores del cuestionario total-correcto, es decir, una vez extraído del cuestionario o de la escala el valor del ítem que se pretende correlacionar, eliminando del cuestionario aquellos de baja correlación con el total-correcto, cuando esta era inferior a 0,30³⁵, colaborando de forma automática a un aumento del valor del alfa de Cronbach.

Validez de constructo: Para verificar la validez de constructo y analizar las dimensiones subyacentes existentes en el cuestionario se utilizó la prueba estadística multivariante de Análisis Factorial, verificando previamente si su utilización era adecuada

mediante el Índice de Kaiser-Meyer-Olkin y el contraste de la matriz de correlaciones mediante el test de esfericidad de Barlett. El análisis factorial se realizó por el procedimiento de exploración de componentes principales de la matriz de correlación de todos los ítems del cuestionario, con rotación ortogonal utilizando el procedimiento Varimax y el criterio de Kaiser, extrayendo solamente los factores con un autovalor mayor de 1, que son los que explican el mayor porcentaje de la variabilidad total. Para que los pesos factoriales fuesen consistentes, se ha establecido como criterio para que un ítem forme parte del factor extraído tener un valor superior o igual a 0,40³⁶.

Validez de criterio: Para determinar la validez de criterio, en la forma de validez convergente, se ha tomado como referencia el cuestionario de Goldberg^{37,38} con una escala de ansiedad y otra para la depresión, totalmente independientes, administrados ambos cuestionarios de formas simultánea; en cada una de las subescalas existen 4 ítems iniciales de despistaje para determinar si es o no probable que exista un trastorno mental, y un segundo grupo de 5 ítems que se formulan sólo si se obtienen respuestas positivas a las preguntas de despistaje (2 o más en la subescala de ansiedad, 1 o más en la subescala de depresión). Los puntos de corte utilizados en este estudio han sido de ≥ 5 para la escala de ansiedad, y ≥ 3 para la de depresión. Se analizó la correlación existente entre la puntuación del cuestionario y los valores del cuestionario de Goldberg, subescala de ansiedad y depresión, utilizando el coeficiente de correlación de Pearson. En la evaluación de la validez de hipótesis, con las variables independientes, se utilizaron la T de Student para muestras independientes y el análisis de la varianza para un factor.

El análisis se realizó con el paquete SPSS y la significación estadística se aceptó para $p < 0,05$.

RESULTADOS

El cuestionario fue cumplimentado por 700 alumnos con una edad media de $21,4 \pm 2,9$ (IC 95% 21,2-21,7) años, con un rango de valores que varían desde los 18 años hasta los 36 años. El 48,9% fueron hombres y el 51,1% restante mujeres. En función a la Facultad o escuela Universitaria 176 (25,1%) son alumnos de Ciencias Sociales y Comunicación, 109 (15,6%) pertenecen a Ciencias Jurídicas y de la Empresa, 190 (27,1%) a la Escuela Politécnica y 225 (32,1%) a Ciencias de la Salud y del Deporte.

Con relación a las variables utilizadas como factores de estudio 324 (46,3%) alumnos contestan tener que hacer un desplazamiento superior a 50 kilómetros para acudir diariamente a la Universidad, 207 (29,6%) compaginan estudios y trabajo, 90 (12,9%) contestan afirmativamente que tienen otras obligaciones, como cuidar a hijos o familiares, 230 (33%) tienen alguna asignatura pendiente del curso anterior y 258 (39,8%) residen durante el curso académico fuera del hogar familiar.

La Escala de Ansiedad y Depresión de Goldberg (EADG), utilizada en este estudio para el análisis de convergencia del cuestionario de elaboración propia, ha detectado, de forma global, y siempre haciendo mención a "probables casos", ya que es un instrumento de cribaje pero no de diagnóstico, que el 65,9% de los estudiantes universitarios entrevistados sufren probablemente un trastorno de ansiedad y / o de depresión. Con un punto de corte de = 5 puntos para la escala de ansiedad, han resultado positivos 330 (47,1%) de los alumnos. En la escala de de depresión, con una puntuación de corte de = 3 puntos, han resultado positivos 375 (55,6%) de los alumnos encuestados.

Cuestionario de elaboración propia

Prueba piloto: En el análisis global del cuestionario, formado originariamente por 19 ítems, resultó una α alfa de Crombach de 0,845. Después de suprimir dos ítems, por presentar una correlación con el total de la escala corregida muy débil, $< 0,300$, la α de Crombach adquirió el valor de 0,871, mejorando considerablemente la consistencia interna y homogeneidad de los ítems del cuestionario.

La fiabilidad del cuestionario con el método del test-retest fue evaluada a partir de las puntuaciones totales obtenidas de la misma persona en dos ocasiones, con dos semanas de diferencia, participando 20 sujetos de los 36 iniciales, resultando bastante significativa al obtener un coeficiente de correlación intraclass, el total del cuestionario, de 0,819 (IC 95% 0,589-0,929), $p < 0,001$.

Fueron eliminados del cuestionario original otros dos ítems; su eliminación no suponía una mejora de la consistencia interna, no mejoraba la α de Crombach, sino basado en criterios de validez lógica ambos ítems guardaban poca relación con el resto de las preguntas del cuestionario, considerando que no medían lo que realmente teníamos como objetivo medir.

Análisis de homogeneidad y selección de los ítems de la escala definitiva: El cuestionario, que tras la prueba piloto quedó reducido a 15 ítems, obtuvo un alfa de Crombach de 0,758, obteniendo una media de $34,5 \pm 8,4$ puntos, siendo eliminados en un primer paso los ítems que no cumplían los requisitos de tener una correlación $> 0,300$ con el valor total de la escala, los ítems nº 13, 15 y 19 (tabla 1). Tras esta eliminación, se volvió a analizar la escala con los 12 ítems restantes, resultando un alfa de Crombach de 0,766, apareciendo el ítem nº 17 con una correlación con el total de la escala de 0,287, siendo eliminado del cuestionario, quedando el cuestionario definitivo formado por 11 ítems, con un valor alfa de Crombach de 0,762.

Tabla 1
Análisis de homogeneidad o consistencia interna de la escala original tras la realización de la prueba piloto

ITEMS	Media ± Desviación Típica	Correlación ítem con total escala
9. Me considero una carga económica para mi familia	2,91 ± 1,37	0,318
10. Me siento incomprendido por mi familia	1,7 ± 1,09	0,418
11. Tengo problemas interpersonales con amigos, compañeros	1,54 ± 0,91	0,392
12. Mi estado físico o de salud no es muy favorable actualmente	2,03 ± 1,22	0,372
13. Me preocupa la pérdida y deterioro de valores en la sociedad	3,30 ± 1,24	0,108
14. No soy capaz de dar la talla, no cubro expectativas	1,94 ± 1,06	0,498
15. Soy introvertido y no tengo facilidad para las relaciones	1,87 ± 1,07	0,266
16. Tengo problemas personales con mi pareja	1,73 ± 1,14	0,314
17. Mi futuro profesional al terminar los estudios es preocupante	2,37 ± 1,29	0,306
18. La carrera que estoy realizando no me satisface plenamente	1,75 ± 1,13	0,355
19. Me falta tiempo para estudiar	2,96 ± 1,36	0,234
20. Estoy descontento con mi rendimiento académico	2,67 ± 1,21	0,500
21. Estoy poco satisfecho con la enseñanza recibida	2,50 ± 1,11	0,381
22. Rindo mal en los exámenes porque me pongo nervioso	2,56 ± 1,25	0,462
23. Me falta motivación para estudiar	2,67 ± 1,33	0,448
Alfa de Crombach: 0,758		

Validez de constructo del cuestionario definitivo, análisis factorial: Para analizar la validez de constructo, inicialmente se recurrió al análisis factorial de la escala definitiva, verificando antes que sí reunía los criterios necesarios para poder realizarlo, mediante el test de Kaiser-Meyer-Olkin, que obtuvo un valor de 0,834, y el test de esfericidad de Bartlett, que resultó estadísticamente significativo, $p < 0,001$. Este análisis demostró una estructura subyacente compuesta por dos factores, que siguiendo los criterios de Kaiser

superaban valores propios mayores de 1, los cuales, en conjunto, explicaban el 40,9% de la varianza total de los resultados, el factor 1 la variabilidad del 30,00% y el factor 2 el 10,94%, siendo la carga factorial de cada ítem en los factores totalmente satisfactoria para incorporarlo al modelo por presentar un valor $> 0,40$. Tras la rotación, el factor 1 incluyó 6 ítems relacionados con “*aspectos académicos*” y el factor 2 formado por 5 ítems relacionados con “*aspectos sociales y personales*”, (tabla 2) (Anexo 1).

Tabla 2
Análisis factorial de la escala final: matriz de componentes rotados

ITEMS	Factor 1	Factor 2
9. Me considero una carga económica para mi familia		0,406
10. Me siento incomprendido por mi familia		0,573
11. Tengo problemas interpersonales con amigos, compañeros		0,689
12. Mi estado físico o de salud no es muy favorable actualmente		0,617
14. No soy capaz de dar la talla, no cubro expectativas	0,532	
16. Tengo problemas personales con mi pareja		0,662
18. La carrera que estoy realizando no me satisface plenamente	0,539	
20. Estoy descontento con mi rendimiento académico	0,730	
21. Estoy poco satisfecho con la enseñanza recibida	0,656	
22. Rindo mal en los exámenes porque me pongo nervioso	0,456	
23. Me falta motivación para estudiar	0,705	
Autovalores	3,301	1,203
Varianza	30,0%	10,9%

Anexo 1
Cuestionario definitivo tras la validación

ITEMS	1	2	3	4	5
Subescala "Aspectos académicos"					
14. No soy capaz de dar la talla, no cubro expectativas					
18. La carrera que estoy realizando no me satisface plenamente					
20. Estoy descontento con mi rendimiento académico					
21. Estoy poco satisfecho con la enseñanza recibida					
22. Rindo mal en los exámenes porque me pongo nervioso					
23. Me falta motivación para estudiar					
Subescala "Aspectos socio familiares"					
9. Me considero una carga económica para mi familia					
10. Me siento incomprendido por mi familia					
11. Tengo problemas interpersonales con amigos, compañeros					
12. Mi estado físico o de salud no es muy favorable actualmente					
16. Tengo problemas personales con mi pareja					

Volviendo a analizar la homogeneidad, la subescala "aspectos académicos" obtiene un alfa de Crombach de 0,711 y la de "socio familiares" un alfa de Crombach de 0,608, teniendo todos los ítems un coeficiente de correlación con el total de la subescala superior a 0,300, excepto el ítem 9 con un coeficiente de 0,292 (tabla 3).

En el análisis de validez de constructo por hipótesis, en la tabla 4 aparecen las puntuaciones de las subescalas y escala

total, en función de los factores de estudio independientes utilizados en el estudio. Hemos encontrado diferencias en la variable que clasifica a los alumnos según compaginen los estudios con el trabajo o no, de tal modo que los no trabajadores presentan puntuaciones medias mayores en la escala total y en las dos subescalas, resultando estadísticamente significativa en la escala total y la subescala de aspectos académicos. Del mismo modo, los alumnos que tienen otras obligaciones añadidas al estudio y los

Tabla 3
Análisis de homogeneidad o consistencia interna de la escala original tras la realización de la prueba piloto

ITEMS	Media ± Desviación Típica	Correlación ítem con total escala
Factor 1: Subescala "Aspectos académicos" Media: 14,09 ± 4,5 Alfa de Crombach: 0,711		
14. No soy capaz de dar la talla, no cubro expectativas	1,94 ± 1,06	0,474
18. La carrera que estoy realizando no me satisface plenamente	1,75 ± 1,13	0,344
20. Estoy descontento con mi rendimiento académico	2,67 ± 1,21	0,557
21. Estoy poco satisfecho con la enseñanza recibida	2,50 ± 1,11	0,400
22. Rindo mal en los exámenes porque me pongo nervioso	2,56 ± 1,25	0,392
23. Me falta motivación para estudiar	2,67 ± 1,33	0,501
Factor 2: Subescala "Aspectos socio familiares" Media: 9,99 ± 3,5 Alfa de Crombach: 0,608		
9. Me considero una carga económica para mi familia	2,91 ± 1,37	0,292
10. Me siento incomprendido por mi familia	1,78 ± 1,09	0,404
11. Tengo problemas interpersonales con amigos, compañeros	1,54 ± 0,91	0,394
12. Mi estado físico o de salud no es muy favorable actualmente	2,03 ± 1,22	0,350
16. Tengo problemas personales con mi pareja	1,73 ± 1,14	0,349
Escala Total Media: 24,08 ± 7,0 Alfa de Crombach: 0,762		

Tabla 4
Valores medios de la escala y subescala en función de las distintas variables introducidas en el estudio

		Aspectos académicos	Aspectos socio familiares	Escala Total
Desplazamientos largos	No	13,99 ± 4,58	9,75 ± 3,42	23,74 ± 6,93
	Sí	14,20 ± 4,56 t: -0,616 p: 0,538	10,26 ± 3,73 t: -1,870 p: 0,062	24,46 ± 7,09 t: -1,356 p: 0,175
Compaginar estudios y trabajo	No	14,33 ± 4,60	10,10 ± 3,64	24,42 ± 7,13
	Sí	13,48 ± 4,43 t: 2,239 p: 0,025	9,74 ± 3,43 t: 1,208 p: 0,228	23,22 ± 6,63 t: 2,076 p: 0,038
Otras obligaciones (cuidar hijos, padres,...)	No	14,00 ± 4,60	9,84 ± 3,50	23,85 ± 7,02
	Sí	14,74 ± 4,27 t: -1,434 p: 0,152	11,09 ± 3,80 t: -3,107 p: 0,002	25,83 ± 6,65 t: -2,523 p: 0,012
Asignaturas pendientes cursos anteriores	No	13,49 ± 4,42	9,84 ± 3,45	23,32 ± 6,80
	Sí	15,35 ± 4,61 t: -5,165 p < 0,001	10,13 ± 3,50 t: -1,750 p: 0,081	25,69 ± 7,14 t: -4,254 p < 0,001
Reside con la familia durante el curso	Sí	14,00 ± 4,43	9,89 ± 3,63	23,89 ± 6,94
	No	14,24 ± 4,77 t: -0,672 p: 0,502	10,13 ± 3,92 t: -0,871 p: 0,384	24,37 ± 7,12 t: -0,883 p: 0,378
Sexo	Hombre	13,86 ± 4,56	10,04 ± 3,61	23,89 ± 7,12
	Mujer	14,31 ± 4,57 t: -1,296 p: 0,195	9,95 ± 3,55 t: 0,325 p: 0,745	24,25 ± 6,90 t: -0,678 p: 0,498
Facultad o escuela	C. Sociales y Comunicación	14,26 ± 4,46	10,09 ± 3,41	24,34 ± 6,90
	Ciencias Jurídicas y Empresa	13,75 ± 4,47	9,70 ± 3,28	23,45 ± 6,50
	Escuela Politécnica	15,05 ± 4,45	10,58 ± 3,79	25,63 ± 7,11
	Ciencias Salud y del Deporte	13,31 ± 4,66	9,56 ± 3,61	22,87 ± 7,01
		F: 5,239 p: 0,001	F: 3,161 p: 0,024	F: 5,845 p: 0,001

t: Estadístico T de Student F: Estadístico análisis de la varianza p: significación estadística.

que tienen asignaturas pendientes de cursos anteriores, obtienen puntuaciones mayores en la escala total y las dos subescalas, resultando estas diferencias estadísticamente significativas.

Validez de Criterio: En la tabla 5 se puede observar que tanto los valores de las dos subescalas como la escala total presentan una correlación positiva con los cuestionarios de ansiedad y depresión de Goldberg. La correlación más elevada corresponde a la variable "Total escala" con la escala de depresión de Goldberg, R: 0,464 (p < 0,001), muy parecida a la que ofrece con la escala de ansiedad, R: 0,419 (p < 0,001). Los trastornos depresi-

Tabla 5
Análisis de Correlación entre las escalas del cuestionario y las puntuaciones del cuestionario de Goldberg

	Ansiedad	Depresión	Aspectos académicos	Aspectos socio familiares	Total escala
Ansiedad	1 N: 700	0,602 p < 0,001 N: 674	0,339 p < 0,001 N: 700	0,387 p < 0,001 N: 700	0,419 p < 0,001 N: 700
Depresión		1 N: 674	0,392 p < 0,001 N: 674	0,406 p < 0,001 N: 674	0,464 p < 0,001 N: 674
Aspectos académicos			1 N: 700	0,471 p < 0,001 N: 700	0,893 p < 0,001 N: 700
Aspectos sociofamiliar				1 N: 700	0,818 p < 0,001 N: 700
Total escala					1 N: 700

p: Sinificación estadística.

Tabla 6
Valores medios de la escala y subescala en función de la existencia de posibles trastornos de ansiedad o depresión

		Aspectos académicos	Aspectos socio familiares	Escala Total
Ansiedad Goldberg	No	12,86 ± 4,0	8,89 ± 3,01	21,75 ± 6,12
	Sí	15,47 ± 4,69 t: - 7,792 p < 0,001	11,23 ± 3,76 t: -9,012 p < 0,001	26,69 ± 7,02 t: - 9,078 p < 0,001
Depresión Goldberg	No	12,30 ± 3,99	8,75 ± 2,85	21,05 ± 5,74
	Sí	15,22 ± 4,53 t: - 8,0672 p < 0,001	10,83 ± 3,73 t: - 8,068 p < 0,001	26,04 ± 6,99 t: - 9,999 p < 0,001

t: Estadístico T de Student F: Estadístico análisis de la varianza p: significación estadística.

vos, en todos los casos, están más fuertemente correlacionados con la escala y subescalas del estudio que los trastornos de ansiedad, siendo siempre estas correlaciones estadísticamente muy significativas, $p < 0,001$.

En la tabla 6 aparecen los resultados de los valores medios de la escala total y de las dos subescalas, en función de la existencia de ansiedad o depresión, resultando en todas ellas una puntuación siempre superior en los alumnos que presentaban afirmativos el cuestionario de depresión y de ansiedad de Goldberg, siendo las diferencias encontradas estadísticamente muy significativas, $p < 0,001$.

DISCUSIÓN

El desarrollo de herramientas que permitan conocer otros aspectos asociados a los trastornos de ansiedad y depresión como posibles factores predictores de estos procesos, cobra gran interés en la medida en que resulta posible la detección precoz según otras perspectivas.

En la mayoría de ocasiones, esta información llega al profesorado debido a la relación que se establece con el alumnado. Este aspecto brinda al profesor y/o tutor una posición privilegiada para poder enfocar esa información sobre circunstancias de la vida del estudiante con fines preventivos.

En este sentido, señalamos la importancia que debe darse a la identificación y concomitancia de los aspectos sociofamiliares y académicos señalados en nuestro estudio para poder intuir situaciones de riesgo a tiempo.

La fiabilidad del cuestionario medida con el test-retest obtuvo un coeficiente de correlación bastante elevado, 0,819, valor superior al recomendado por otros autores, lo que nos indica que el cuestionario presenta una buena reproducibilidad y estabilidad en el tiempo³².

La consistencia interna del cuestionario global y la subescala resultante del análisis factorial, "aspectos académicos" es bastante aceptable, $\alpha: 0,762$ y $\alpha: 0,711$, supera sensiblemente el valor recomendado de ser siempre $> 0,700$, no ocurriendo así con la subescala "aspectos socio familiares", $\alpha: 0,608$, pero entra como valores aceptables en este tipo de escalas valores mas bajos, entre 0,50 y 0,60, cuando uno de sus objetivos es establecer comparaciones entre grupos poblacionales y en procesos iniciales de investigación sobre la eficacia del instrumento a valorar^{35,36}.

El estudio realizado sobre la validez predictiva del cuestionario indica una relación significativa con las puntuaciones de la escala Goldberg, pudiendo así constituir un buen indicador de validez predictiva del cuestionario y contribuyendo a confirmar la

validez global del instrumento. En relación a los instrumentos existentes, existen diversas herramientas que valoran tanto fuentes de ansiedad estrictamente del ámbito académico³⁹, como aspectos totalmente independientes con acción indirecta sobre el nivel de estrés. La característica que presenta nuestro instrumento validado es que combina diversos aspectos relacionados con la ansiedad y depresión, tanto académicos como otros aspectos personales y socio-familiares, de manera que podría realizarse en fases posteriores de la investigación, un análisis comparativo con los resultados de otras escalas con fines parecidos para determinar posibles mejoras.

Nuestro estudio cuenta con una muestra representativa y los hallazgos estadísticos están respaldados por elevado nivel de significación, lo que permite poder extrapolar los resultados a la población de estudio, y por tanto, confirmar la validación del instrumento, no siendo en nuestro caso el aspecto de la muestra un aspecto limitante. Por otro lado, cabe tener en cuenta que la escala Goldberg es una herramienta utilizada como técnica de screening, principalmente en el entorno sanitario, no siendo en sí misma un instrumento diagnóstico sino de detección precoz de posibles casos.

Con este estudio, se consigue demostrar la elevada consistencia interna y la validez del cuestionario de creación propia sobre situaciones sociofamiliares y académicas que pueden estar relacionadas con alteraciones ansioso/depresivas, utilizando como referencia el cuestionario de Goldberg para la validez de criterio, siendo una herramienta válida, fiable y que proporciona una medida útil para la detección precoz de ansiedad y depresión.

La principal aportación que realizamos con este instrumento es señalar algunas preguntas, para la posible identificación de estudiantes con situación de riesgo para estos trastornos a raíz del conocimiento por

parte de los profesores y/o tutores del ámbito académico, de una serie de aspectos de su vida, relativos a actividades laborales, cargas familiares, situación académica, entorno familiar, etc. sobre todo teniendo en cuenta que en la actualidad no se ha establecido en la mayoría de Universidades una sistemática de aplicación de cribajes al uso para tales fines.

Esta herramienta de valoración, de fácil uso y ágil aplicación sobre situaciones sociofamiliares y académicas, plantea posibles beneficios en cuanto a la detección precoz y la prevención de psicopatologías y otros trastornos. El elevado nivel de riesgo de sufrir ansiedad y depresión en el entorno universitario se demuestra actualmente por las cifras de estudiantes que se ven afectados por estos trastornos (constatados normalmente a posteriori). Son por tanto las actividades de carácter eminentemente preventivo encaminadas a la disminución de la incidencia de estos trastornos en dicha población las que deben potenciarse y mejorarse, siendo el entorno universitario el que presenta mayor accesibilidad a las poblaciones de estudiantes.

BIBLIOGRAFÍA

1. Fisher S, y Hood R. The stress of the transition to university: a longitudinal study of vulnerability to psychological disturbance and home-sickness. *Br J Psychol.* 1986; 79: 1-13.
2. Polo A, Hernández JM y Pozo C. Evaluación del estrés académico en estudiantes universitarios. *Ansiedad estrés.* 1996; 2 (2/3): 159-172.
3. Pellicer O, Salvador A, y Benet I. A., Efectos de un estresor académico sobre las respuestas psicológica e inmune en jóvenes. *Psicothema.* 2002; 14 (2): 317-322.
4. Martín IM. Estrés académico en estudiantes universitarios. *Apuntes Psicología* 2007; 25 (1): 87-99.
5. Riveros M, Hernández H. y Rivera J. Niveles de depresión y ansiedad en estudiantes universitarios de Lima Metropolitana. *Rev Inv Psicología.* 2007; 10 (1): 92-102.

6. Perales A., Sogí C. y Morales R., Estudio comparativo de salud mental en estudiantes de medicina de dos universidades estatales peruanas. *An Fac med Univ nac mayor San Marcos*. 2003; 64 (3): 239-246.
7. Tavecchio LWC, Thomer MAE y Meeus W, Attachment, social network ad homelessness in young people. *Soc Behav Pers*. 1999, 27 (3): 247-263.
8. Seibel FL y Brad JW, Parental control, trait anxiety and satisfaction with life in college students. *Psychol Rep*. 2001, 88 (2): 473-481.
9. Chase-Lansdale PL y Cherlin, A J, The long-term effects of parental divorce on the mental health of young adults: a developmental perspectiva, *Child Dev*. 1995; 66 (6): 1614-1634.
10. Hall LA, Parental bonding: a key factor for mental health of college women, *Issues Ment Health Nurs*. 2004; 25 (3): 277-291.
11. Johnson HD, LaVoie JC y Mahoney M, Interparental conflict and family cohesion: predictors of loneliness, social anxiety and social avoidance in late adolescence. *J Adolescent Res*. 2001; 16 (3): 304-319.
12. Lee RM, Su J, y Yoshida E, Coping with intergenerational family conflict among asian american collage students. *J Cou Psychol*. 25 (3): 389-399.
13. Tan S, y Rey J. Depression in the young, parental depression and parenting stress, *Aust N Z J Psychiatr*. 2005;13 (1): 76-79.
14. Lizardi H, Psychopathology in the adolescent and young adult offspring of parents with dysthymic disorder and major depressive disorder, *J Nerv Ment Dis*. 2004; 192 (3): 193-199.
15. Klein D, et al, Psychopathology in the adolescent and young adult offspring of a community sample of mothers and fathers with major depression, *Psychol Med*. 2005; 35 (3): 353-365.
16. Lewinsohn PM, Olino, TM. y Klein D, Psychosocial impairment in offspring of depressed parents, *Psychol Med*. 2005; 35 (10): 1493-1503.
17. D'Zurilla TJ, Sheedy C F, Relation between social problem-solving ability and subsequent level of psychological stress in college students, *J Pers Soc Psychol*. 1991; 61 (5): 841-846.
18. Rubio ChT, y Lubin B, Collage student mental health: a person-environment interactional analysis, *J Clin Psychol*. 1986; 42 (1): 205-212.
19. Overbeek G, et al, Young adults' relationship transition and the incidence of mental disorders: a three-wave longitudinal study, *Soc Psychiatry Epidemiol*. 2003; 38 (12): 669-676.
20. Friis RH, Wittchen HU, Pfister H, Lieb R. Life events and changes in the course of depression in young adults. *Eur Psychiatry*. 2002; 17 (5): 241-253.
21. Edwards KJ. Stress, negative social exchange and health symptoms in university students. *J Am Coll Health*. 2001;50 (2): 75-80.
22. Carney C, McNeish S, y McColl J. The impact of part time employment on students' health and academic performance: a Scottish perspective, *J F High Ed*. 2005;29 (4): 307-319.
23. Roberts R, y Goldgin J. The effects of economic circumstances on British Student: Mental and physical health, *J Am Coll Health*. 1999; 48 (3): 103-110.
24. Lawyer SR, Kart RS, Murphy JG, McGlynn F. Heavy drinking among college students is influence by anxiety sensitivity, gender, and contexts for alcohol use, *J Anxiety Disorders* 2002;16 (2): 165-169.
25. Caldwell TM, Rodgers B, Jorm AF, Christensen H, Jacomb PA, Korten AE, Lynskey MT. Patterns of association between alcohol consumption and symptoms of depression and anxiety in young adults, *Addiction*. 2002; 97 (5): 583-595.
26. Valentier D, Mounts NS y Deacon BJ. Panic attacks, depresión and anxiety syptoms, and substance use behaviors during late adolescence. *J Anxiety Disorders*. 2004; 18 (5): 573-585.
27. Weitzman ER, Poor mental, depression and associations with alcohol consumption, harm, and abuse in a national sample of young adults in college. *J Nerv Ment Dis* 2004;192 (4): 269-277.
28. Zimmermann P, Wittchen HU, Höfler M, Pfister H, Kessler RC, Lieb R. Primary anxiety disorders and development of subsequent alcohol use disorders: a 4-year community study of adolescents and young adults, *Psychol Med* 2003; 33 (7): 1211-22.
29. Miller P, Surtees PG. Psychological symptoms and their course in first-year medical students as assessed by interval general health questionnaire (I-GHQ). *Br J Psychiatry*. 1991; 159: 199-207.
30. Guthrie EA, Black D, Shaw CM, Hamilton F, Creed FH, Tomerson B. Embarking upon a medical career: psychological morbidity in first year medical students. *Med Educ*. 1995; 29:337-341.

31. Argimón Pallás JM, Jiménez Villa J. Métodos de investigación en clínica y epidemiología. 3ª ed. Madrid: Elsevier; 2004, pp.196-207.
32. Streiner DL, Norman GR. Health measurement scales. A practical guide to their development and use. Mew York: Oxford University Press; 1989.
33. Cronbach LJ. Coefficient alpha and internal structure of test. Psychometrical. 1951; 16:297-334.
34. Chinn S, Burney P. On measuring repeatability of data from self-administered questionnaires. Int J Epidemio. 1987; 16:121-7.
35. Stewart AL, Ware JF. Measuring functioning and well-being. The medical outcome study approach. Durham: Duke University Press; 1992, pp. 76-81.
36. Nunally J. Psychometric theory. 2nd ed New York: McGraw-Hill; 1978.
37. Goldberg D, Bridges K, Duncan-Jones P, et al. Detecting anxiety and depression in general medical settings. Br Med J. 1988; 97: 897-899.
38. Related Articles, Links Goldberg D, Bridges K, Duncan-Jones P, Grayson D. Detección de la ansiedad y la depresión en el marco de la medicina general. Br Med J. (ed. esp.) 1989; 4(2): 49-53.
39. De Pablo J, Baillés E, Pérez J y Valdés M. Construcción de una escala de estrés académico para estudiantes universitarios. Educ Med. 2002; 5 (1): 46-52.

ORIGINAL

OPINIÓN Y PARTICIPACIÓN DE LOS MÉDICOS DE FAMILIA DE LA COMUNIDAD DE MADRID EN EL PROGRAMA REGIONAL DE DETECCIÓN PRECOZ DE CÁNCER DE MAMA EN 2007

Sofía Garrido Elustondo (1), Elisabeth Sánchez Padilla (2), Victoria Ramírez Alesón (1), M^a José González Hernández (3), Andrés González Navarro (3) y Carlos López Gómez (1)

- (1) Gerencia de Atención Primaria. Area 7. Madrid.
(2) Servicio de Medicina Preventiva. Hospital Clínico San Carlos. Madrid.
(3) Oficina Regional de Coordinación Oncológica Servicio Madrileño de Salud.

RESUMEN

Fundamento: La mamografía de cribado es el método más efectivo para la detección precoz de cáncer de mama. El objetivo de nuestro estudio es valorar el grado de conocimiento, opinión y participación de los médicos de familia de la Comunidad de Madrid en el programa de detección precoz de cáncer de mama.

Métodos: La población de estudio fueron los médicos de familia del Area 7 de Madrid. Se diseñó un cuestionario anónimo autoadministrado, con 30 preguntas, agrupadas en características del médico, y opinión sobre los programas de detección precoz de cáncer de mama.

Resultados: Se obtuvo un respuesta del 46%. El 94% de los médicos creen que es función suya informar a sus pacientes acerca de las actividades preventivas, incluidas el cribado de cáncer de mama, y el 95% creen que su consejo es útil para convencer a las mujeres a que se realicen una mamografía. El 72% cree que le falta información sobre el programa. Durante el periodo de realización de mamografías en su centro, el 24% pregunta siempre o casi siempre a las mujeres si tienen dudas o quieren más información, el 43% si les ha llegado la citación y el 95% les aconsejan que se realicen la mamografía.

Conclusiones: Los médicos de familia tienen buena opinión del programa de detección precoz de cáncer de mama, y creen en la efectividad de su consejo para mejorar la participación en él. Refieren falta de información, y en pocas ocasiones informan a la mujer sobre el programa.

Palabras clave: Medicina Familiar y Comunitaria. Cáncer de mama. Cribado. Conocimientos, Actitudes y Práctica en Salud.

Correspondencia:
Sofía Garrido Elustondo
Gerencia de Atención Primaria
Espronceda, 24. 28003 Madrid
Correo electrónico: sgarrido.gapm07@salud.madrid.org

ABSTRACT

Opinion and Participation in the Regional Early Breast Cancer Detection Program in 2007 on the part of Family Physicians from a Health District in the Autonomous Community of Madrid, Spain

Background: Mammogram screening is the most effective method for the early detection of breast cancer. The objective of this study is to evaluate the degree of knowledge, the opinion and the participation in the early breast cancer detection program on the part of the family physicians of the Autonomous Community of Madrid.

Methods: The population studied was comprised of family physicians from Madrid Health District Seven. An anonymous, self-administered questionnaire comprised of 30 questions grouped into physician's characteristics and opinion concerning the early breast cancer detection programs.

Results: A total of 46% of the physicians replied. A total of 94% of the physicians believed that it is their duty to inform their patients concerning preventive activities, including breast cancer screening, and 95% believed their advice to be useful for convincing women to have a mammogram. A total of 72% believed information to be lacking on this program. During the time when mammograms are being taken at their centres, 24% of the physicians surveyed always or almost always ask the women if they have any doubts or would like further information, 43% having set up appointments for them and 95% advising them to have a mammogram taken.

Conclusions: The family physicians have a good opinion of the early breast cancer detection program and feel their advice to be effective for improving the participation in the program. They report lack of information and inform women about the program to only a small degree.

Key words: Family physicians. Breast neoplasm. Screening. Attitude. Health Knowledge, Attitudes, Practice.

INTRODUCCIÓN

El cáncer de mama es la segunda causa específica de mortalidad en mujeres. En el año 2004, el cáncer de mama supuso el 12% de las defunciones en mujeres de 50 a 69 años, constituyendo así la principal causa de muerte en este grupo de edad¹. La realización de mamografías cada dos años en mujeres en este grupo es una medida eficaz para la detección temprana del cáncer de mama, lo que facilita un tratamiento precoz y menos agresivo. Sin embargo, para que esta medida sea efectiva en la reducción de la mortalidad es necesario asegurar una cobertura elevada de mujeres que se realizan la mamografía. En concreto, la reducción de la mortalidad por cáncer de mama en este grupo de edad puede llegar al 30% tras 7 a 10 años de seguimiento, si se alcanzan coberturas de participación superiores al 70%².

Actualmente, todas las Comunidades Autónomas cuentan con programas de detección precoz de cáncer de mama que aconsejan a las mujeres de determinada edad de la población general a realizarse una mamografía con una periodicidad determinada³. En Madrid, se desarrolla desde diciembre de 1998 el Programa de Detección Precoz de Cáncer de Mama de la Comunidad de Madrid (DEPRECAM). Este consiste en la realización cada dos años de una mamografía a todas las mujeres con edades comprendidas entre los 50 y los 69 años. Las mujeres son citadas mediante carta personalizada para realizarse una mamografía en uno de los centros radiológicos concertados. Tras la exploración mamográfica con doble lectura posterior, se emite un informe radiológico y se envía, junto con las placas, a Atención Primaria.

No obstante la participación en el programa ha sido baja desde su inicio, siendo una de las comunidades autónomas con

menor porcentaje de respuesta³. Con el objetivo de conocer las razones de esta baja participación, la Comunidad de Madrid (CM) llevó a cabo un estudio entre las mujeres que no acudieron a la cita. Este mostró que el motivo principal era la existencia de una mamografía previa en los dos años anteriores (58%). En concreto, ésta estaba realizada en el 43,5% de los casos en un centro público, a pesar de que desde su implantación, todas las mamografías de cribado deberían realizarse a través de DEPRECAM.

El mejor instrumento para disminuir la mortalidad por cáncer de mama es conseguir una alta participación en programas de cribado poblacional⁴. Diferentes estudios han demostrado la importancia del papel del médico en los programas de detección precoz de cáncer de mama, ya que su consejo resulta efectivo para lograr una mayor participación de las mujeres en los mismos⁵⁻⁹. Por otro lado, para la adecuada planificación y gestión de todo servicio sanitario es conveniente conocer la opinión de todos los implicados en el mismo. Así, teniendo en cuenta el papel que juega el médico de familia en el programa, y en la línea de continuar investigando factores que puedan incrementar la participación de las mujeres, se planteó la realización de este estudio con el objetivo de valorar el grado de conocimiento, opinión y participación de los médicos de familia de la CM en el programa de detección precoz de cáncer de mama regional, así como su opinión sobre los programas de detección precoz de cáncer de mama en general.

SUJETOS Y MÉTODOS

Se realizó un estudio descriptivo transversal en el que la población de estudio fueron todos los médicos de familia del Área 7 de la CM (N=304). La razón de utilizar como población de estudio los médicos de

esta área fue por un criterio de accesibilidad a dichos profesionales. Se trata de un área con una población adscrita de 550.000 habitantes, de ámbito exclusivamente urbano. El periodo de estudio comprendió la segunda quincena de junio y primera de julio de 2007.

La información se recogió mediante un cuestionario, anónimo y autoadministrado, elaborado ad hoc para el estudio. Se realizó un estudio piloto sobre una muestra de 20 médicos para valorar la comprensión del mismo, se introdujeron las modificaciones oportunas, y se elaboró el cuestionario definitivo. Este se envió por correo interno a cada médico. Se realizaron dos envíos, con un intervalo de dos semanas, para garantizar el mayor porcentaje de respuesta posible.

El cuestionario agrupa las preguntas en variables demográficas (edad, sexo), variables que recogen datos profesionales (situación laboral, titulación postgraduada, tipo de equipo de trabajo, presión asistencial media), preguntas en relación a los programas de detección precoz de cáncer (opinión sobre la efectividad de estos programas, y sobre qué institución debe gestionarlos), preguntas en relación a la detección precoz de cáncer de mama y preguntas en relación al DEPRECAM. En total contenía 30 preguntas: 27 cerradas y 3 abiertas.

El procesamiento y análisis de los datos se realizó mediante el programa SPSS v11, calculándose medias y desviaciones estándar (DE) en el caso de variables cuantitativas, y frecuencias absolutas y relativas para las cualitativas. Se realizó un análisis bivariante para valorar las posibles asociaciones entre algunas variables del estudio (ej. opinión sobre el programa) y las características de los médicos. Para realizar este análisis se utilizó el test de la ji cuadrado. Se aceptó un nivel de significación estadística del 5% para todos los análisis.

RESULTADOS

Se recibió un total de 140 cuestionarios, lo que supone un porcentaje de respuesta del 46%. En la tabla 1 se muestran las características demográficas y profesionales de los médicos de familia que contestaron la encuesta.

En respuesta a la opinión acerca de la efectividad de los programas de detección precoz de cáncer, el 1,4% de los encuestados contestaron que muy alta, el 37,9% alta, el 42,1% aceptable, el 16,4% baja y el 0,7% muy baja. Se observó una relación significativa ($p=0,035$) con la edad del médico. Los médicos menores de 40 años, respondieron con mayor frecuencia que la efectividad era alta (59,3%) o muy alta (3,7%).

En cuanto a la opinión de los médicos sobre qué institución debería gestionar los programas de detección precoz de cáncer, el 51,1% opinó que Atención Primaria, el

Tabla 1
Características de los médicos
que contestaron la encuesta

	n (%)
Sexo	
Hombre	53 (39,3)
Mujer	82 (60,7)
Edad	
Media=45,4 años (DE=7,9)	
<40 años	28 (23,7)
40-55 años	79 (66,9)
>55 años	11 (7,9)
Titulación	
MFyC vía MIR	78 (58,2)
MFyC no vía MIR	31 (23,1)
Médico General	23 (17,2)
Otra especialidad	2 (1,4)
Situación laboral	
Plaza en propiedad	93 (68,4)
Interino	38 (27,9)
Suplente	5 (3,7)
Equipo de Trabajo	
EAP	128 (94,1)
MT	8 (5,9)
Presión asistencial	
< 36 pac/día	26 (19,3)
36-45 pac/día	57 (42,2)
46-55 pac/día	45 (33,3)
> 55 pac/día	7 (5,2)

EAP: Equipo de Atención Primaria.
MT: Modelo Tradicional.

Tabla 2

Respuestas de los médicos en relación a los programas de detección precoz de cáncer de mama

	n	(%)
La efectividad de la mamografía como método de detección precoz de cáncer te parece		
Muy baja	1	(0,7)
Baja	7	(5,1)
Aceptable	43	(31,4)
Alta	71	(51,8)
Muy alta	15	(10,9)
Quien crees que debería captar a la población a la que va dirigida la mamografía de cribado		
Programas institucionales	90	(67,2)
Consultas AP	44	(32,8)
Es función del médico de Atención Primaria informar a sus pacientes acerca de las distintas medidas preventivas, incluida el cribado del cáncer de mama		
Muy en desacuerdo	0	(0,0)
Desacuerdo	4	(2,9)
Indeciso	4	(2,9)
De acuerdo	81	(58,3)
Muy de acuerdo	50	(36,0)
Tu consejo como médico de Atención Primaria es útil para convencer a tus pacientes de que se realicen una mamografía		
Muy en desacuerdo	1	(0,7)
Desacuerdo	2	(1,4)
Indeciso	4	(2,9)
De acuerdo	83	(59,7)
Muy de acuerdo	49	(35,3)

10,9% Atención Especializada, el 29,2% Unidades específicas y el 8,8% otras instituciones. Se observó una relación estadísticamente significativa con la titulación del encuestado ($p=0,019$). Así, el 35,5% de los especialistas no MIR opinó que estos programas se deberían gestionar desde Atención Primaria, frente al 57,3% de los especialistas MIR y el 56,5% de los médicos generales.

En las tablas 2 y 3 se resumen las opiniones de los médicos en relación a los programas de detección precoz de cáncer de mama y al DEPRECAM, respectivamente. Destacan los siguientes resultados: el 94,3 % de los médicos están de acuerdo o muy de acuerdo en que es función del médico de familia informar a sus pacientes acerca de las actividades preventivas, incluidas el cribado de cáncer de mama; el 95% están de acuerdo o muy de acuerdo en que su consejo es útil para convencer a sus pacientes de que se rea-

Tabla 3

Respuestas de los médicos en relación de al Programa de Detección Precoz de Cáncer de mama de la Comunidad de Madrid (DEPRECAM)

	n	(%)
¿Conocías la existencia de DEPRECAM?		
Sí	134	(95,7)
No	6	(4,3)
¿Sabes desde qué institución se gestiona?		
AECC	22	(15,9)
SERMAS	97	(70,3)
NS/NC	19	(13,8)
¿Has recibido en los dos últimos años alguna información del Programa?		
No	38	(27,3)
Sí	101	(72,7)
¿Consideras que te falta información acerca del programa?		
No	39	(27,9)
Sí	101	(72,1)
En caso afirmativo, ¿De qué área?		
Fundamentos y Objetivo	1	(0,7)
Interpretación de los datos	13	(9,3)
Información a la mujer	14	(10,0)
Conductas ante el resultado	33	(23,6)
Circuito	43	(30,7)
Todo el programa	40	(28,6)
¿Te llega información específica de la fecha en la que se va a realizar la campaña?		
Nunca	30	(21,7)
Algunas veces	47	(34,1)
La mayoría de las veces	45	(32,6)
Siempre	16	(11,6)
El Médico de Atención Primaria debe ser quien informe del resultado		
Muy en desacuerdo	8	(5,9)
Desacuerdo	31	(22,8)
Indeciso	22	(16,2)
De acuerdo	63	(46,3)
Muy de acuerdo	12	(8,8)
El papel del médico de Atención Primaria en el programa, te parece		
Adecuado	93	(71,0)
Insuficiente	30	(22,9)
Excesivo, debería salir	8	(6,1)
¿Crees que el tiempo entre las mamografías que recomienda el Programa (cada 2 años) es el más adecuado?		
Sí	97	(71,3)
No, debería ser anual	25	(18,4)
NS/NC	14	(10,3)
¿Crees que el grupo de edad hacia el que va dirigido el Programa es el más adecuado (50-69 años)?		
Sí	46	(33,3)
No	79	(57,2)
Ilimitado	8	(5,8)
NS/NC	5	(3,6)
Durante el periodo de realización de mamografías en tu centro ¿Te llega información específica de la fecha en la que se va a realizar la campaña?		
Nunca	30	(21,7)
Algunas veces	47	(34,1)
La mayoría de las veces	45	(32,6)
Siempre	16	(11,6)

Tabla 4
Frecuencia de realización de actividades relacionadas con el programa de detección precoz de cáncer de mama durante el periodo de realización de mamografías en el centro

	Nunca	Algunas veces	La mayoría de las veces	Siempre
	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)
Preguntas a las mujeres que se encuentran en el grupo de edad si han recibido la carta	13 (9,4)	66 (47,5)	56 (40,3)	4 (2,9)
Preguntas a las mujeres si tienen alguna duda en relación al programa o si quieren saber algo más	26 (18,8)	79 (57,2)	30 (21,7)	3 (2,2)
Aconsejas acudir cuando sean citadas a realizarse la mamografía	3 (2,2)	4 (2,9)	29 (20,9)	103 (74,1)

licen una mamografía; el 72,1% cree que le falta información acerca del programa. No se observaron diferencias en función de ninguna variable demográfica o profesional.

La tabla 4 resume la periodicidad con la que los médicos realizan determinadas actividades durante el periodo de realización de mamografías en su centro. Destaca que el 23,9% pregunta siempre o casi siempre a las mujeres si tienen alguna duda en relación al programa o quieren saber algo más; el 95% les aconsejan siempre o casi siempre que se realicen la mamografía; y el 43,2 les preguntan siempre o casi siempre si han recibido la carta.

En cuanto a la frecuencia con la que los médicos encuestados refieren derivar al servicio de ginecología para realizar mamografías de cribado, en el marco del Programa de Actividades Preventivas en Atención Primaria (PAPPS), no derivan nunca en el 41%, algunas veces en un 40,8%, la mayoría de las veces en 12,3 % y siempre en 5,4%.

En relación a la derivación al servicio de ginecología para realizar mamografías de cribado cuando la paciente lo solicita, los médicos refieren no hacerlo nunca en un 51%, algunas veces en un 33,1%, y la mayoría de las veces y siempre en el 9,9% y 5,8% respectivamente.

La opinión general del programa de detección precoz de cáncer de mama de su

Comunidad (DEPRECAM) es buena o muy buena para el 80,2%, indecisa para 19,8 % y mala para el 3%.

DISCUSIÓN

El porcentaje de respuesta ha sido de un 46%. Esta cifra se considera aceptable, y está en la línea de otros trabajos publicados que utilizan la misma metodología.

Al comparar las variables sexo, edad, y trabajar en Equipo de Atención Primaria o Modelo Tradicional, no se han encontrado diferencias significativas entre los que contestaron al cuestionario y la población de estudio, por lo que podemos considerar nuestra muestra representativa de la población según estas variables. No obstante se debe tener en cuenta el sesgo de la no respuesta, ya que el hecho de no contestar el cuestionario puede traducir un menor interés en los programas de detección precoz de cáncer de mama, y por lo tanto una peor opinión y/o participación en los mismos.

Una de las principales limitaciones de este estudio puede ser la derivada de la utilización de un cuestionario no validado, pero no se encontró ninguno que cumpliera el objetivo del presente trabajo. No se han realizado estudios de validez y/o fiabilidad. Por otro lado, es la metodología que se suele utilizar en estudios con estos fines.

A pesar de que este estudio se enmarca en un área de Madrid concreta, no se han

encontrado razones que indiquen que existen diferencias entre los médicos de familia que trabajan en esta área y el resto de los médicos de familia de la CM, por lo que los resultados se podrían generalizar al resto de la Comunidad.

Este estudio muestra que el 39 % de los médicos considera que la efectividad de los programas de detección precoz de cáncer es alta o muy alta. Este discreto porcentaje puede ser debido a una falta de formación o conocimiento sobre los mismos, que se observa también en otros estudios¹⁰⁻¹¹. De hecho, los médicos más jóvenes, a los que se les presupone una mayor formación en este campo, respondieron con mayor frecuencia que la efectividad era alta o muy alta.

Frente a este dato, un mayor porcentaje de médicos (63%), consideran alta o muy alta la efectividad de los programas de detección precoz de cáncer de mama mediante la realización de una mamografía de cribado. Quizás sea debido a un mayor conocimiento de los mismos debido a la amplia implementación de los programas de detección precoz de cáncer de mama en nuestro medio.

En relación al papel del médico de familia en los programas de diagnóstico precoz de cáncer, una amplia mayoría estaba de acuerdo con que entre sus funciones se incluía el informar a sus pacientes de las distintas medidas preventivas. Este dato coincide con otros estudios en los que los médicos encuestados consideraban que deben asumir un papel activo en los programas poblacionales de detección precoz de cáncer¹¹⁻¹². Además, en un estudio que analizaba las creencias y actitudes hacia el cáncer de mama y la mamografía asociadas con la participación en un programa de cribado mamográfico, se evidenció la importancia de la información recibida por su médico en la asistencia o no a los programas de prevención¹³.

Llama la atención la falta de información del programa DEPRECAM por parte de los médicos de familia. A pesar de que los médicos encuestados dicen conocer el programa, el 30% desconocía quien lo gestiona y el 72% considera que le falta información, especialmente respecto al circuito. Además el 27% refiere no haber recibido información acerca del programa en los dos últimos años. Este hecho resulta llamativo, debido a las repetidas ocasiones en que, dentro de las actividades del programa, se envía información a los médicos. Se observa por tanto disparidad entre la información emitida y la recepción y/o percepción de estar informados de nuestros profesionales. En cuanto al acuerdo con aspectos específicos del programa, la mayoría de los médicos (71%) consideran el tiempo recomendado entre las mamografías, cada dos años, adecuado. El porcentaje que muestran su acuerdo con el grupo de edad a quien va dirigido el programa, 50 a 69 años, es menor (33%). Esto puede estar relacionado con la falta de consenso científico existente en la actualidad en la recomendación de cribado en mujeres menores de 50 años¹.

Otro hallazgo en nuestro estudio es que el 95% de los médicos de familia considera que su consejo resulta útil para convencer a las pacientes para que se realicen una mamografía. De hecho, durante el periodo de realización de mamografías en el centro, el 74% de los médicos refieren aconsejar siempre acudir a la cita. Este dato es importante, ya que diferentes estudios concluyen que el consejo médico aumenta en gran medida la realización de mamografía por parte de las mujeres en el grupo de edad recomendada⁴⁻⁸.

Sin embargo observamos poca implicación de los médicos en otras actividades relacionadas con el programa. Así, el 57% de los encuestados no pregunta con asiduidad a sus pacientes si han recibido la carta de citación durante el periodo de

realización de mamografías en su centro, y sólo el 23% pregunta siempre o la mayoría de las veces a sus pacientes si tienen dudas respecto al programa o quieren mayor información durante ese periodo. Las creencias y los conocimientos de la mujer sobre cáncer de mama y sus técnicas de detección temprana tienen una clara influencia en la participación de las mujeres en los programas de cribado poblacional¹³⁻¹⁶. El médico de familia puede actuar sobre estas creencias y temores negativos, transmitiendo una información tranquilizadora y favoreciendo en definitiva la participación de las mujeres en estos programas.

Destaca el porcentaje de derivaciones al servicio de ginecología para la realización de una mamografía de cribado que refieren los médicos, teniendo en cuenta que desde la implementación del Programa en su Comunidad, todas las mamografías de cribado deberían realizarse a través del mismo. Este dato coincide con los resultados del estudio que investigaba las causas por las que las mujeres no acudían a la cita, siendo la principal la existencia de una mamografía previa en los dos años anteriores, realizada además en el 43,5% de los casos en un centro público. Este hecho podría responder a una falta de información sobre el programa.

Analizando los trabajos publicados, se observa que en nuestro medio se han estudiado factores que predisponen a las mujeres a la asistencia a los programas de cribado mamográfico y causas de no asistencia a dichos programas, pero no se ha encontrado ningún estudio que analice la opinión, y actitudes de los médicos de familia en relación con estos programas. Sin embargo, éstos se encuentran en una posición muy favorable para ayudar a las mujeres a realizarse la mamografía debido a la accesibilidad, la frecuentación de los servicios de las mujeres a esa edad y la influencia que pueden ejercer sobre sus

decisiones. Este estudio es por lo tanto útil para determinar en qué aspectos se puede incidir para mejorar la participación de las mujeres.

Como conclusión, nos encontramos con unos médicos con una buena opinión del programa, y que creen en la efectividad de su participación en el mismo. Sin embargo se implican poco en algunas actividades concretas del programa y refieren falta de información. Proponemos mejorar y mantener activa la información acerca del programa, tanto del circuito, como de los resultados del mismo y protocolizar y fomentar determinadas actividades por parte de nuestros médicos dirigidos a transmitir a las mujeres una información tranquilizadora sobre los resultados más probables de la prueba, incidir en la utilidad del cribado mamográfico y especificar cómo se realiza la prueba y en qué consiste.

Sería interesante asimismo repetir este estudio tras haber implementado las nuevas medidas recomendadas y valorar así el impacto que estas hayan podido tener en la participación y conocimiento de los médicos de atención primaria respecto a los programas de cribado de cáncer de mama.

BIBLIOGRAFÍA

1. Instituto Nacional de Estadística. Defunciones según causa de muerte. (Citado el 29 de enero de 2007). Disponible en: <http://www.ine.es/prensa>
2. Agencia de Evaluación de Tecnologías Sanitarias (AETS). Instituto de Salud Carlos III- Ministerio de Sanidad y Consumo. Cribado Poblacional de Cáncer de Mama mediante Mamografía. Madrid: AETS - Instituto de Salud Carlos III; 1995.
3. Agencia de Evaluación de Tecnologías Sanitarias (AETS). Instituto de Salud Carlos III- Ministerio de Sanidad y Consumo. Uso de la mamografía y de la citología de Papanicolaou para la detección precoz de cáncer de mama y de cérvix uterino en España. Madrid: AETS - Instituto de Salud Carlos III; 2002.

4. Gøtzsche PC, Nielsen M. Cribaje (screening) con mamografía para el cáncer de mama (Revisión Cochrane traducida). En: La Biblioteca Cochrane Plus, 2007 Número 2. Oxford: Update Software Ltd. Disponible en: <http://www.update-software.com>.
5. Giveon Shmuel, Kahan E. Patient adherence to family practitioners' recommendations for breast cancer screening: a historical cohort study. *Fam Pract.* 2000; 17: 42-5.
6. Chaudhry R et al. Web-Based proactive system to improve breast cancer screening. *Arch Intern Med* 2007; 167: 606-11.
7. Hawley ST, Earp JA, O'Malley M, Ricketts TC. The role of physician recommendation in women's mammography use: is it a 2 stage process? *Med Care* 2000; 38: 392-403.
8. Giorgi D, Gionardo L, Senore C, Merlino G, Negri R, Cancian M et al. General practitioner and mammographic screening uptake: influence of different modalities of general practitioner participation. Working Group. *Tumori* 2000; 86: 124-9.
9. Meissner HI, Breen N, Taubman ML, Vernon SW, Graubard BI. Which woman aren't getting mammograms and why? *Cancer Causes Control.* 2007; 18: 61-70.
10. Santora LM, Mahoney MC, Lawvere S, Englert JJ, Symons AB, Mirand AL. Breast cancer screening beliefs by practice location. *BMC Public Health.* 2003 Feb 4;3:9. Disponible: <http://www.biomed-central.com/1471-2458/3/9>.
11. Escher M, Sappino A. Primary care physicians' knowledge, and attitudes towards genetic testing for breast-ovarian cancer predisposition. *Ann. Oncol.* 2000;11: 1131-5.
12. Pichert G, Dietrich D, Moosmann P, Zwahlen M, Aarón R, Appino A. Swiss primary care physicians' knowledge, attitudes and perception towards genetic testing for hereditary breast cancer. *Fam Cancer.* 2003; 2: 153-8.
13. Andreu Y, Galdón MJ, Durá E; Carretero S, Tulles J. Edad, creencias de salud y asistencia a un programa de cribado mamográfico en la comunidad valenciana. *Rev Esp Salud Publica.* 2004; 78: 65-82.
14. Alcaraz M, Lluca A, Miranda J, Pereiro I, Salas MD. Estudio de la no participación en el programa de prevención de cáncer de mama en la ciudad de Valencia. *Gac Sanit* 2002; 16: 230-5.
15. Luengo S, Azcona B, Lázaro P, Madero R. Programas de detección precoz del cáncer de mama y acceso a la mamografía en España. *Med Clin (Barc)* 1997; 108: 761-5.
16. George S.A: Barriers to breast cancer screening: an integrative review. *Health Care Women Int.* 2000; 21: 43-65.

ORIGINAL

IMPACTO EN LA UTILIZACIÓN DE LOS SERVICIOS SANITARIOS DE LAS VARIABLES SOCIODEMOGRÁFICAS, ESTILOS DE VIDA Y AUTOVALORACIÓN DE LA SALUD POR PARTE DE LOS COLECTIVOS DE INMIGRANTES DEL PAÍS VASCO, 2005 (*)

Elena Rodríguez Álvarez (1), Nerea Lanborena Elordui (1), Celina Pereda Riguera (2) y Alba Rodríguez Rodríguez (1)

(1) Departamento de Enfermería I. Universidad del País Vasco/Euskal Herriko Unibersitatea UPV/EHU.

(2) Médicos del Mundo/Munduko-Medikuaik.

RESUMEN

Fundamento. La progresiva incorporación de población extranjera en nuestro país requiere de conocimientos sobre el impacto de estos grupos en el sistema sanitario. El objetivo de este trabajo es identificar los factores asociados a la utilización de los servicios públicos de salud en los grupos de población inmigrante del País Vasco.

Métodos. Estudio descriptivo transversal con una muestra de conveniencia formada por 689 personas: 219 magrebíes (31,8%), 152 subsaharianas (22,1%), 167 latinoamericanas (24,2%) y 151 europeas no comunitarias (21,9%). La herramienta utilizada fue la Encuesta de Salud de la Comunidad Autónoma del País Vasco (ESCAV'2002). El análisis multivariante se realizó utilizando regresión logística dicotómica (soporte SPSS 14).

Resultados. La mayor utilización de los servicios sanitarios se asoció al hecho de ser mujer (OR=3,37, IC=1,77-6,43), magrebí (OR=3,35, IC=1,51-7,45) y tener una mala autovaloración de la salud (OR=2,22, IC=1,00-4,90). La mayor utilización de la urgencia hospitalaria durante los dos primeros años de estancia se encontró en personas subsaharianas (OR=4,12, IC=1,23-13,81) y europeas no comunitarias (OR=3,56, IC=1,08-11,80).

Conclusiones. Los resultados de este estudio permiten identificar las diferencias en la utilización de los servicios públicos de salud en los grupos de inmigrantes de la CAPV en función del sexo, autovaloración de la salud, grupo inmigrante de pertenencia y tiempo de estancia en el país de acogida.

Palabras clave: Inmigrantes. País Vasco. Investigación en Servicios Sanitarios. Nivel de salud. Estilos de vida. Encuesta de Salud.

Correspondencia:
Elena Rodríguez Álvarez
Departamento de Enfermería I
Universidad del País Vasco
C/ Sarriena, s/n
Leioa. 48940 Bizkaia
Correo electrónico: elena.rodriguez@ehu.es

ABSTRACT

Impact in the Utilisation of the Health Services of Socio-Demographic Variables, Life-Style and Self-Rated Health by Immigrant Groups Living in the Basque Country, Spain

Background. The progressive incorporation of foreign population in our country requires the knowledge of the impact of these groups in our health system. The aim of this work is to identify the factors associated to the utilisation of the public health services of immigrant groups in the Basque Country.

Methods: Descriptive cross-study with a convenience sample of 689 persons, consisting of 219 Maghribians (31.8%), 152 Sub-Saharanians (22.1%), 167 Latino(a)s (24.2%) and 151 non-Communitarian Europeans (21.9%). Data base have been completed with data collected using the 2002 Regional Basque Health Interview Survey (ESCAV'2002). The multivariate analysis was performed by using the dicotomic logistic regression (software SPSS 13).

Results: The utilisation of the health services by the immigrants was associated to the fact of be a woman (OR=3,37, IC=1,77-6,43), Maghribian (OR=3,35, IC=1,51-7,45) and to have a bad self-rated health (OR=2,22, IC=1,00-4,90). A major utilisation of the hospital urgency during the first two years of stage was found in Sub-Saharanian (OR=4,12, IC=1,23-13,81) and non-Communitarian European (OR=3,56, IC=1,08-11,80) immigrants.

Conclusions. Results from this study allows to identify differences in the utilisation of public health services by immigrants in the CAPV, taking into account the sex, self-rated health, immigrant group and time of residence in the host country.

Key word: Immigrants. Basque Country. Health services research. Life-style. Health Surveys. Health status.

(*) Este trabajo forma parte de un proyecto financiado por la Oficina de Transferencia de Resultados de Investigación, Universidad-Empresa UE03/B05.

INTRODUCCIÓN

El estudio sobre las desigualdades en salud ha sido objeto en los últimos años de una gran producción científica en nuestro país, aunque todavía son escasos los trabajos cuyo objeto de estudio sean las desigualdades en la utilización de los servicios sanitarios por parte de la población inmigrante¹⁻⁵, dada la escasa representatividad de esta población en los estudios de salud por encuesta. En el ámbito internacional países con larga tradición y experiencia en temas de inmigración, como son Estados Unidos, Reino Unido, Canadá, Países Bajos y Suiza utilizan desde principios de los noventa encuestas poblacionales periódicas para obtener perfiles epidemiológicos de las comunidades de origen inmigrante, encontrando más barreras en el acceso a los servicios de salud que en las poblaciones autóctonas⁶⁻¹². A pesar de las evidencias descritas, existen en los países referidos diferencias sustanciales en cuanto al modelo de sistema sanitario y a los flujos y políticas migratorias. En Canadá, por ejemplo, las políticas migratorias favorecen la llegada de inmigrantes cualificados, en su mayoría asiáticos, lo que condiciona su nivel de salud. En los Países Bajos, por el contrario, la población inmigrante mayoritaria es turca y magrebí y en EEUU latinoamericana y asiática. Finalmente los diferentes modelos sanitarios en los países considerados, condicionan tanto el acceso como la utilización de los servicios de salud, especialmente en el caso de los inmigrantes en situación administrativa irregular.

En la Comunidad Autónoma del País Vasco (CAPV) el fenómeno migratorio tiene unas características diferenciales que requieren ser consideradas a la hora de abordar estudios sobre la utilización de los servicios públicos de salud. La proporción de extranjería es todavía menor que en otras comunidades, en 2007, según datos ofrecidos por el Observatorio Vasco

de Inmigración (OVI)¹³, la cifra de población extranjera empadronada ascendía a 98.108 personas, lo que suponía un 4,6% del total de la población, con un incremento del 48% desde el año 2004. El grupo de población más numeroso es el latinoamericano (49%), seguido del africano (17%) europeo no comunitario (11%), y asiático (5%). La distribución por sexos varía según el origen, así la inmigración africana presenta un claro predominio masculino con porcentajes superiores al 70%, llegando al 90% para los nacidos en Senegal, Ghana y Mali. Por el contrario, la inmigración procedente de Latinoamérica presenta un patrón femenino y en el resto de los orígenes la proporción es equilibrada.

El sistema sanitario público de nuestro país esta caracterizado por la extensión de sus prestaciones a toda la población con el objetivo de asegurar la igualdad en la accesibilidad y en la utilización de los servicios sanitarios en función de la necesidad de asistencia¹⁴. En este contexto, y con la información recogida a través de la primera encuesta de salud a la población inmigrante, el presente estudio tiene como objetivo conocer la utilización que los inmigrantes de origen magrebí, subsahariano, latinoamericano y europeo no comunitario hacen de los servicios sanitarios, así como identificar las variables que explican mejor dicha utilización.

SUJETOS Y MÉTODOS

El conocimiento sobre la utilización de los servicios públicos de salud en los inmigrantes de origen magrebí, subsahariano, latinoamericano y europeo no comunitario de la CAPV se realizó a través de la Encuesta de Salud¹⁵ aplicada a la población autóctona en 2002 y cedida por el Departamento de Sanidad para su aplicación a la población inmigrante en el 2004-05. La elección del muestreo de conve-

nencia vino determinada por la ausencia de listados de población inmigrada en el momento de la realización de la encuesta, así como por la desconfianza a la hora de proporcionar datos sobre sí mismos, acentuada en muchos casos por una situación administrativa no regularizada, especialmente en el caso de las personas africanas. El muestreo de conveniencia se complementó con el de "bola de nieve" intentando reflejar en la muestra la distribución según sexo, edad, tiempo de estancia y país de origen en cada uno de los grupos de población inmigrante, de acuerdo con los datos disponibles¹³.

Se determinó un tamaño muestral mínimo de 150 individuos por grupo inmigrante, lo que supuso una muestra total de 689 inmigrantes pertenecientes a 30 países, de los cuales 219 fueron magrebíes (31,8%), 152 subsaharianos (22,1%), 167 latinoamericanos (24,2%) y 151 de Europa del Este (21,9%). No se obtuvo una tasa de respuesta suficiente en el caso de la población de origen asiático. Como criterios de inclusión se consideraron el ser mayor de 15 años y pertenecer a alguno de los países incluidos en los colectivos que tienen mayor representación en la CAPV. Debido a la no disponibilidad de un cuestionario adaptado culturalmente y a la dificultad de acceder a población estudiada, se consideró pertinente la utilización de diferentes encuestadores, dos autóctonos y dos de origen magrebí y subsahariano, previamente entrenados. La captación de las personas de la muestra y aplicación de las encuestas tuvo lugar en ONGs, asociaciones de apoyo a inmigrantes y en los lugares de encuentro de los grupos estudiados. El tiempo medio de aplicación de la encuesta fue de 60 minutos y los idiomas utilizados fueron castellano, francés, árabe, bereber y wolof. En los grupos estudiados se recogió información relativa a las variables sociodemográficas, los estilos de vida, la autovaloración de la salud y la utilización de los servicios sanitarios.

Se plantearon como variables dependientes la utilización, en alguna ocasión, de los servicios sanitarios (consultas médicas, al dentista y hospitalizaciones), la utilización de la urgencia hospitalaria y la valoración general del Sistema Sanitario. Las categorías de respuesta de las variables "utilización de los servicios sanitarios" y "utilización de la urgencia" han sido "Sí", que define la variable resultado, frente a "No". La variable "Opinión sobre los servicios sanitarios" incluye las categorías de respuesta "Excelente, Muy bien o Bien" (categoría objeto de análisis) frente a "Regular o Mal". La categorización para el resto de las variables independientes se presenta en las Tablas 1-4.

En el primer análisis se plantearon las diferencias significativas entre todas las variables analizadas y el grupo inmigrante utilizando un análisis de tablas de contingencia bidireccional (tabla 1). A continuación se realizó un análisis bivalente con la totalidad de estas variables, planteando la asociación con la utilización de los servicios sanitarios mediante una regresión logística dicotómica. Manteniendo la utilización de los servicios sanitarios como variable dependiente, se realizaron tres modelos de regresión logística multivariante (tabla 2). En el modelo 1 se incluyeron solo las variables sociodemográficas. Partiendo de las variables sociodemográficas que resultaron de interés, en el modelo 2 se introdujo la variable autovaloración de la salud y, en el tercer modelo, se fueron añadiendo a las anteriores las variables de hábitos de vida.

Se realizó el mismo procedimiento con la utilización de la Urgencia, pero sin incluir el tercer modelo en el análisis. (tabla 3). Se realizó nuevamente el análisis multivariante de la utilización de la Urgencia segmentando la muestra en función del colectivo de pertenencia (tabla 4). También la variable opinión general del Sistema sanitario fue objeto

de análisis multivariante, incluyendo solo las variables sociodemográficas, la utilización de los servicios sanitarios y sumando a éstas la autovaloración de la salud.

Todas las variables del estudio fueron incluidas de forma escalonada en los modelos de regresión logística multivariante, lo que permitió analizar el impacto de cada variable en el modelo resultante. Se plantearon así mismo varias interacciones entre las variables independientes. Dentro de las variables sociodemográficas las categorías de referencia utilizadas fueron aquellas que suponían una menor utilización tanto de los servicios sanitarios como de la urgencia hospitalaria: colectivo inmigrante (europeo no comunitario=1 para la utilización de servicios sanitarios, magrebí=1 para la utilización de la urgencia), sexo (hombre=1) y edad (16-22 años=1). El tiempo de estancia fue objeto de distintas categorizaciones y finalmente se introdujo en los análisis finales aquellas que mostraron una significación mayor (1-36 vs >36 meses para la utilización de servicios sanitarios, 1-24 vs >24 meses para la utilización de la urgencia y 1-12 vs >12 meses para la utilización de la urgencia segmentando por colectivos) siendo en todos ellos la última categoría la referencia utilizada. En las restantes variables sociodemográficas nivel de estudios y situación laboral las categorías de referencia fueron respectivamente (diplomaturas/licenciaturas=1) y situación laboral (no trabajo remunerado=1). En la variable autovaloración de la salud la categoría de referencia fue excelente, muy buena o buena. Las variables de los estilos de vida se concretaron en 5 variables: índice de masa corporal (insuficiente=1), horas de sueño (9 horas=1), consumo de tabaco (no fuma =1), consumo de alcohol (bebedor habitual=1) y ejercicio físico en el lugar de trabajo (trabajo mayoritariamente sentado=1). En el análisis realizado sobre la utilización de la

urgencia segmentando por colectivos, la reducción del tamaño de la muestra obligó a limitar el número de variables independientes para no sobreparametrizar el modelo. Como consecuencia quedaron fuera del análisis las variables de hábitos de vida y se redujeron las categorías de respuesta a tres niveles en el caso de la edad (33-44 años=1) y a cuatro en el nivel de estudios (diplomaturas/licenciaturas=1). El análisis para identificar los factores predictores de la Opinión del sistema sanitario utilizó las mismas categorizaciones y referencias en las variables incluidas que el de la utilización de los servicios sanitarios. La validez de los modelos fue evaluado con la prueba de Hosmer y Lemeshow. Los análisis se realizaron con el soporte SPSS 14.

RESULTADOS

La tabla 1 presenta la distribución de las características generales y de utilización de los servicios sanitarios de los 689 inmigrantes adultos entrevistados originarios del Magreb, África subsahariana, Latinoamérica y Europa no comunitaria. Entre las variables sociodemográficas destaca la mayor presencia de hombres entre las personas entrevistadas originarias de África (90%) y de mujeres en el caso de las originarias de Latinoamérica y Europa no comunitaria (67% y 60% respectivamente). La media de edad de la personas encuestadas fue de 25,67 años (IC=24,71-26,63) en magrebíes, 31,39 (IC=30,13-31,39) en subsaharianas, 31,48 (IC=30,08-32,88) en latinoamericanas y 32,79 (IC=31,18-32-76) en europeas no comunitarias. Las personas africanas conforman los grupos que presentaron menor proporción de estudios universitarios y mejor autovaloración de la salud. En cuanto al tiempo de estancia en el momento de la aplicación de la encuesta de salud, se observa en todos los grupos el alto porcentaje de personas que lleva menos de cinco años residiendo en la CAPV. Entre las

Tabla 1
Distribución (%) de las características sociodemográficas, autovaloración de la salud, estilos de vida y utilización de Servicios Sanitarios segmentado por colectivo inmigrante

	Magrebí n=219	Subsahariano n=152	Latinoamericano n=167	Europeo no comunitario n=151
Sexo/género				
Hombre	90,0	90,7	33,5	39,3
Mujer	10,0	9,3	66,5	60,7
Edad^b				
16-22	33,5	8,7	16,3	11,9
23-25	21,9	12,8	18,1	11,9
26-29	17,7	20,1	15,1	18,5
30-32	13,0	19,5	8,4	15,9
33-38	7,4	24,2	20,5	17,9
Más 38	6,5	14,8	21,7	23,8
Estudios^b				
No sabe leer ni escribir/sin estudios	4,9	13,5	4,4	
Estudios primarios	48,8	24,3	10,8	7,5
ESO 1º. Graduado escolar	14,1	30,4	24,1	18,5
ESO completo, BUP, FP	26,8	25,0	42,4	52,1
Diplomaturas/Licenciaturas	5,4	6,8	18,4	21,9
Tiempo de estancia en meses^b				
1-12	21,7	25,2	38,0	34,0
13-24	26,1	17,2	23,9	30,0
25-36	23,6	13,9	21,5	14,0
37-48	13,3	17,9	5,5	10,0
49-60	5,4	7,9	5,5	8,0
>60	9,9	17,9	5,5	4,0
Autovaloración de la salud^a				
Excelente, muy buena o buena	86,7	82,8	74,7	77,5
Regular o mala	13,3	17,2	25,3	22,5
Índice Masa Corporal^b				
Insuficiente	10,2	5,7	14,2	16,6
Normal	61,9	65,0	56,8	57,9
Sobrepeso	27,0	27,1	22,2	16,6
Obeso/a	0,9	2,1	6,8	9,0
Horas de Sueño^b				
< 7	6,1	40,6	37,6	36,4
7-9	19,8	35,7	56,1	46,3
> 9	74,1	23,8	6,4	17,4
Consumo de Tabaco^b				
Sí fuma	60,3	24,3	15,0	40,4
No fuma	39,7	75,7	85,0	59,6
Consumo de Alcohol^b				
Bebedor habitual	9,1	13,2	22,3	32,4
Bebedor ocasional	7,8	15,9	51,0	31,8
No ha bebido en el último año	83,1	70,9	26,8	35,8
Ejercicio Físico en el Trabajo^b				
Sentado	74,4	44,7	20,4	32,7
De pie	25,0	36,0	68,2	52,7
Desplazamientos/cargas ligeras	0,6	5,3	4,5	8,7
Cargas pesadas		14,0	7,0	6,0
Utilización de los servicios sanitarios				
Sí	90,4	84,9	87,4	82,8
No	9,6	15,1	12,6	17,2
Consulta al médico^b				
Nunca	16,5	30,9	33,3	44,9
1 o 2 veces	50,5	53,3	35,8	37,4
3 o 4 veces	24,3	10,5	14,5	9,5
> 4 veces	8,7	5,3	16,4	8,2
Consulta al dentista^b				
Nunca	41,0	73,6	61,8	68,7
1 vez	35,8	17,6	21,5	13,3
2 o más veces	23,1	8,8	16,7	18,0
Hospitalización^b				
Sí	18,2	4,7	14,2	4,6
No	81,8	95,3	85,8	95,4
Consulta en Urgencias^b				
Sí	17,1	19,1	37,5	21,9
No	82,9	80,9	62,5	78,1
Opinión sobre el Sistema Sanitario				
Muy o algo satisfecho	74,5	80,0	70,7	75,7
Algo o muy insatisfecho	25,5	20,0	29,3	24,3

^a p< 0,05; ^b p< 0,01.

variables de los estilos de vida destaca el mayor porcentaje de consumo de tabaco observado entre los magrebíes (60,3%) y el menor consumo de alcohol entre los originarios de África. Para todas las variables analizadas se encontraron diferencias según el grupo de población inmigrante, sexo/género y edad ($p < 0,05$ y $p < 0,01$).

Más de 80% de los entrevistados había utilizado los servicios públicos de salud, al menos en una ocasión, en los 12 meses anteriores a la realización de la encuesta. Habían realizado alguna consulta médica en el periodo de referencia el 83,5% de las personas magrebíes, el 69,5% subsaharianas, el 66,7%, latinoamericanas y el 55,1% europeas no comunitarias. Las personas de origen magrebí y latinoamericano realizaron el mayor número de consultas médicas y refirieron más hospitalizaciones (18,2% y 14,2% respectivamente). Con respecto a la utilización de los servicios de urgencia hospitalaria, en los seis meses anteriores a la encuesta, solicitaron este tipo de asistencia, el 37,5% de los latinoamericanos, el 21,9%

de los europeos extracomunitarios, el 19,1% y 17,1% de los subsaharianos y magrebíes respectivamente. La valoración de la asistencia recibida en la urgencia varió según el colectivo, encontrándose la peor valoración entre las personas entrevistadas de origen subsahariano. Más del 70% de la población entrevistada dice estar muy o algo satisfecha con el Sistema Sanitario.

El análisis bivariante de la tabla 2 recoge los factores asociados, de forma aislada con la mayor utilización de los servicios sanitarios, que incluyeron ser mujer (OR=2,67, IC=1,26-5,66), referir un estado de salud regular o mala (OR=2,05, IC=1,21-3,46), ser bebedor ocasional (OR= 1,96, IC =1,03-3,62) y no bebedor (OR=2,10, IC =1,20-3,68). Al ajustar por las variables sociodemográficas (modelo 1 de la tabla 2) emerge el grupo inmigrante, en la categoría magrebí, como variable relevante en la mayor utilización los servicios sanitarios (OR=3,49, IC=1,58-7,73) en comparación con el europeo no comunitario, que es el que menos los utiliza. La

Tabla 2
Análisis de regresión logística para los factores predictores de la utilización de servicios sanitarios

	Bivariante	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
	OR (IC 95%)	OR (IC 95%)	OR (IC 95%)	OR (IC 95%)
Colectivo				
Magrebí	1,96 (1,06-3,64)	3,49^b (1,58-7,73)	3,35^b (1,51-7,45)	2,20 (0,88-5,53)
Subsahariano	1,17 (0,63-2,15)	1,87 (0,88-3,94)	1,90 (0,89-4,05)	1,59 (0,69-3,66)
Latinoamericano	1,45 (0,78-2,70)	1,13 (0,57-2,23)	1,1 (0,55-2,16)	0,98 (0,49-1,98)
Europeos no comunitario	1	1	1	1
Sexo				
Hombre	1	1	1	1
Mujer	2,05^b (1,21-3,46)	3,74^b (1,98-7,08)	3,37^b (1,77-6,43)	3,09^b (1,57-6,06)
Tiempo de estancia (meses)				
1-36	0,53^a (0,30-0,93)	0,70 (0,37-1,30)	0,72 (0,39-1,35)	0,90 (0,47-1,71)
>36	1	1	1	1
Autovaloración de la salud				
Regular o mala	2,67^a (1,26-5,66)		2,22^a (1,00-4,90)	2,42^a (1,04-5,63)
Excelente, muy buena o buena	1		1	1
Consumo de alcohol				
Bebedor habitual	1			1
Bebedor ocasional	1,96^a (1,06-3,62)			1,68 (0,84-3,36)
No bebe	2,10^a (1,20-3,68)			1,42 (0,73-2,76)
Prueba de bondad de ajuste de (Hosmer y Lemeshow)		Sig, 0,698	Sig, 0,847	Sig, 0,913

^a $p < 0,05$; ^b $p < 0,01$.

Análisis bivariante sin ajustar; Modelo 1: Ajuste por variables sociodemográficas, incluidas edad, nivel de estudios y situación laboral; Modelo 2: Ajuste por variables sociodemográficas y autovaloración de la salud. Modelo 3: Ajuste por variables sociodemográficas, autovaloración de la salud y hábitos de vida.

variable sexo aumenta en este modelo su OR en un 45%. y el tiempo de estancia pierde su significación y aparece la asociación con los magrebíes. La inclusión en el análisis de la variable autovaloración de la salud (modelo 2) mantuvo la significación ser mujer y magrebí, y se identificó la relación entre las personas que peor valoran su salud con la mayor utilización de los servicios sanitarios (OR=2,22, IC=1,0-4,9). En el tercer modelo, ajustando por las variables de hábitos de vida tan sólo mantiene la asociación con una mayor utilización de los servicios sanitarios las variables sexo (OR=3,09, IC=1,57-6,06) y autovaloración de la salud (OR=2,42, IC=1,04-5,63).

La tabla 3 recoge las variables asociadas a la utilización de los servicios de la urgencia hospitalaria. El análisis bivariante identifica con la mayor utilización de

estos servicios la variable grupo inmigrante, en la categoría latinoamericano (OR=2,92, IC=1,80-4,72), tomando como referencia las personas magrebíes que son las que menos los utilizan. Además, las variables sexo y autovaloración de la salud también se asociaron a una mayor utilización de la urgencia hospitalaria, mientras que tener estudios primarios redujo la probabilidad de utilizar dichos servicios en un 62% en comparación con los universitarios. Al ajustar por las variables sociodemográficas (modelo 1) ser mujer mantiene su asociación con una mayor utilización de la urgencia hospitalaria y también la variable colectivo en interacción con tiempo de estancia. Durante los dos primeros años de estancia en el país de destino, son las personas subsaharianas (OR=4,08, IC=1,23-13,53) y europeas no comunitarias (OR=3,36, IC=1,02-11,02) las que tienen una probabilidad mayor de utilizar los ser-

Tabla 3
Análisis de regresión logística para los factores predictores de la utilización de la urgencia

	Bivariante	Modelo 1	Modelo 2
	OR (IC 95%)	OR (IC 95%)	OR (IC 95%)
Colectivo			
Magrebí	1	1	1
Subsahariano	1,15 (0,67-1,97)	0,47 (0,21-1,06)	0,47 (0,21-1,05)
Latinoamericano	2,92^b (1,80-4,72)	1,43 (0,65-3,13)	1,46 (0,66-3,26)
Europeos no comunitario	1,36 (0,80-2,30)	0,40^b (0,16-0,99)	0,39^b (0,15-0,99)
Sexo			
Hombre	1	1	1
Mujer	2,00^b (1,39-2,88)	1,69^a (1,04-2,75)	1,43 (0,87-2,35)
Estudios			
No sabe leer ni escribir/sin estudios	0,38 (0,14-1,02)	0,55 (0,19-1,64)	0,56 (0,19-1,69)
Estudios primarios	0,38^a (0,20-0,71)	0,53 (0,26-1,09)	0,52 (0,25-1,08)
EGB/ESO 1º ciclo	0,57 (0,31-1,06)	0,69 (0,35-1,34)	0,68 (0,34-1,34)
BUP, FP, ESO completo	0,70 (0,40-1,21)	0,77 (0,42-1,38)	0,77 (0,42-1,39)
Diplomaturas/licenciaturas	1	1	1
Tiempo de estancia en meses			
1-24	0,84 (0,58-1,21)	0,41^b (0,18-0,95)	0,42^b (0,18-0,98)
>24	1	1	1
Colectivo* Tiempo de estancia (1-24 meses)			
Magrebí* Tiempo de estancia (1-24 meses)		1	1
Subsahariano* Tiempo de estancia (1-24 meses)		4,08^a (1,23-13,53)	4,12^a (1,23-13,81)
Latinoamericano* Tiempo de estancia (1-24 meses)		1,18 (0,40-3,53)	1,10 (0,36-3,33)
Europeos no comunitarios* Tiempo de estancia (1-24 meses)		3,36^a (1,02-11,02)	3,56^a (1,08-11,80)
Autovaloración de la salud			
Regular o mala	2,43^b (1,61-3,66)		2,26^b (1,42-3,61)
Excelente, muy buena o buena	1		1
Prueba de bondad de ajuste de (Hosmer y Lemeshow)		Sig. 0,570	Sig. 0,170

^a p<0,05

^b p<0,01

Análisis Bivariante sin ajustar.

Modelo 1: Ajuste por variables sociodemográficas, incluidas edad y situación laboral

Modelo 2: Ajuste por variables sociodemográficas y autovaloración de la salud.

vicios de atención urgente en comparación con las magrebíes. La inclusión en el análisis de la variable autovaloración de la salud (modelo 2) identifica la relación entre las personas que peor valoran su salud con una mayor utilización de la urgencia (OR=2,26, IC=1,42-3,61) manteniéndose las mayores ventajas encontradas en las personas subsaharianas y europeas no comunitarias en comparación con las magrebíes.

La tabla 4 presenta el diferente comportamiento de las variables respecto a la utilización de la urgencia hospitalaria en función del grupo inmigrante. El tiempo de estancia influye de manera diferente en los grupos analizados, así en los inmigrantes magrebíes y latinoamericanos llevar un año o menos en el país de acogida aparece como factor de protección, reduciendo la probabilidad de utilizar estos servicios, si lo comparamos con un tiempo de estancia mayor, mientras que en los subsaharianos aumenta la probabilidad (OR=4,00, IC=1,48-10,65).

La mayor ventaja de utilizar los servicios de urgencia se asoció en los latinoamericanos al hecho de ser mujer, y en los africanos al hecho de valorar la propia salud como regular o mala. La variable nivel de estudios, contemplada solo en la población magrebí, mostró que tener estudios primarios, ESO, FP, o Bachiller reduce la probabilidad de utilizar los servicios de urgencia hospitalaria. La situación laboral no modificó de forma relevante el comportamiento de ninguna variable en el modelo. La única variable asociada con una buena opinión general del Sistema Sanitario es la utilización del mismo. El haberlo utilizado muestra una probabilidad 2,96 veces más de tener una buena opinión (IC=1,40-6,25) (tabla no presentada).

DISCUSIÓN

A partir de los datos obtenidos con la aplicación de la primera Encuesta de Salud a los diferentes grupos de población inmi-

Tabla 4
Análisis de regresión logística para los factores predictores de la utilización de la urgencia segmentado por colectivos inmigrantes

	Magrebí	Subsahariano	Latinoamericano	Europeo no comunitario
	OR (IC 95%)	OR (IC 95%)	OR (IC 95%)	OR (IC 95%)
Sexo				
Hombre	1	1	1	1
Mujer	0,25 (0,04-1,43)	2,26 (0,55-9,25)	2,46^b (1,05-5,73)	1,03 (0,45-2,39)
Edad				
16-24	1	1	1	1
25-34	1,25 (0,47-3,37)	0,60 (0,17-2,11)	1,02 (0,41-2,54)	0,84 (0,29-2,47)
35-55	1,18 (0,30-4,60)	0,38 (0,09-1,61)	1,20 (0,47-3,02)	0,99 (0,31-3,12)
Tiempo de estancia en meses				
≤12	0,08^a (0,01-0,66)	4,00^a (1,48-10,65)	0,41^b (0,19-0,88)	1,61 (0,67-3,73)
> 12	1	1	1	1
Situación laboral				
Trabajo remunerado	0,67 (0,24-1,96)	1,99 (0,68-5,81)	1,30 (0,64-2,65)	1,22 (0,55-2,73)
No Trabajo remunerado	1	1	1	1
Autovaloración de la salud				
Regular o mala	3,90^a (1,36-11,15)	5,16^a (1,68-15,78)	1,03 (0,45-2,36)	1,92 (0,76-4,86)
Excelente, muy buena o buena	1	1	1	1
Estudios				
No sabe leer ni escribir/sin estudios	1,83 (0,20-16,73)			
Estudios primarios	0,13^a (0,02-0,76)			
ESO, FP, Bachiller	0,18^a (0,03-0,90)			
Diplomaturas /Licenciaturas	1			
Prueba de bondad de ajuste de (Hosmer y Lemeshow)	Sig, 0,911	Sig, 0,173	Sig, 0,526	Sig, 0,915

^a p < 0,05; ^b p < 0,01.

grante asentados en el País Vasco¹⁵, se ha analizado la utilización de los servicios públicos de salud y los factores que se asocian a dicha utilización. El estudio reflejó que el contacto con los servicios públicos de salud presenta un patrón de utilización y de frecuentación diferente dependiendo de la procedencia de las personas inmigrantes, siendo los inmigrantes europeos no comunitarios los que presentaron menores porcentajes de consultas médicas en el último año. Al comparar los resultados con los publicados referentes a la población autóctona, se observa que el 80% de las personas acudieron a consulta médica al menos una vez al año, porcentaje superior al registrado entre la población inmigrante¹⁶. La menor utilización relativa de servicios sanitarios por parte de la población inmigrante se ha relacionado con su mejor nivel de salud, lo que según la *hipótesis del inmigrante sano*¹⁷⁻²⁰ implica que el inmigrante recién llegado presenta un mejor estado de salud que el de la población autóctona. Este efecto se diluye con el tiempo de permanencia y el resultado final es un incremento del uso de servicios sanitarios, consecuencia de un empeoramiento relativo de las condiciones clínicas, y el mejor conocimiento de las formas de acceso a los servicios sanitarios. En nuestro caso el buen nivel de salud podría explicarse por la situación de homogeneidad temporal, ya que la mayoría de los inmigrantes llevan menos de cinco años residiendo en nuestro país^{13,21}.

En nuestro estudio, tras ajustar por las variables sociodemográficas y de necesidad (como es la autovaloración de la salud) las variables explicativas de utilización de servicios sanitarios se encontraron en el hecho de ser mujer, percibir la salud como regular o mala y ser magrebí. La literatura ofrece resultados comparables, independientemente de la población estudiada, sobre el efecto que produce la salud autopercibida y el sexo/género en la demanda de servicios sanitarios²²⁻²⁵. La mayor utilización de los servicios públicos de salud por parte de las

personas de origen magrebí ha sido también referida en otros estudios, citándose varias razones explicativas entre las que destacan la adversa posición socioeconómica, las diferencias culturales y las situaciones de discriminación y/o racismo²⁶⁻³⁰. En este sentido, el estudio del OVI³¹ sobre percepciones y actitudes de la población vasca frente a los diferentes grupos de población inmigrante detectó la posición más perjudicada en magrebíes, con un escaso nivel de aceptación, lo cual puede estar incidiendo en los resultados encontrados.

Los servicios de urgencia, según indican estudios previos, son más utilizados por parte de la población inmigrante en relación con otras modalidades de atención^{2,3,4}, resultados también obtenidos en este estudio. En nuestro país la atención urgente además de pública es gratuita y universal, prestada independientemente de la nacionalidad y del tiempo de residencia. Puede realizarse a cualquier hora, lo que permite la conciliación con los horarios de trabajo y reduce los trámites para obtener atención, superándose así barreras idiomáticas, culturales y legales. En este estudio las variables que se han visto asociadas a la utilización de los servicios urgentes hospitalarios han sido el sexo, la autovaloración de la salud y la interacción de las variables colectivo y tiempo de estancia. La mayor utilización de los servicios de urgencia por parte de la mujer inmigrante puede explicarse tanto como reflejo de componentes culturales y/o roles de género, que determinan peores resultados de salud percibida, como por la edad, relacionada con una mayor fecundidad y un menor control del embarazo en atención primaria en las mujeres inmigrantes^{4,21,23,24}. La inmigración latinoamericana presenta un claro patrón femenino, lo que permite explicar el hecho de que en el análisis bivariado el grupo de población inmigrante latinoamericano apareciera asociado con una mayor utilización de la urgencia hospitalaria, asociación que desapareció tras ajustar por sexo. Este patrón femenino

explica también que en el análisis segmentado por colectivos, sólo en el latinoamericano el sexo apareciese asociado con la utilización de estos servicios.

Según los datos ofrecidos por el Observatorio europeo de Médicos del Mundo sobre el acceso a los servicios de salud de la población inmigrante, la posibilidad de recibir una cobertura sanitaria se relaciona con el tiempo de estancia en el país de acogida, siendo España el país en el que los entrevistados estaban mejor informados de sus derechos a recibir dicha cobertura³². Sin embargo, la mayor probabilidad de utilización de la urgencia hospitalaria durante los dos primeros años de estancia, encontrada en las personas subsaharianas y europeas no comunitarias, sigue evidenciando la conveniencia de abordar los estudios sobre población inmigrante como una población no homogénea^{26,28,30,33-37}. Las razones por las que se producen estas desigualdades en la utilización de los dispositivos asistenciales son aún poco conocidas. Razones estrechamente implicadas con el componente cultural podrían aportar explicaciones, especialmente entre las personas de origen subsahariano. Es entre estas personas donde el acceso efectivo a la cobertura sanitaria, tras la tramitación de la Tarjeta de Identificación Sanitaria (TIS), parece demorarse más en el tiempo. Esta demora vendría condicionada no solo por factores administrativos sino también culturales, que incluyen experiencias previas en los países de origen ligadas a sistemas de salud, con redes de atención primaria muy débiles, y una concepción de la salud-enfermedad basada en la medicina curativa, la cual está garantizada en nuestro sistema sanitario por el acceso a los servicios urgentes. También el hecho de que en el análisis segmentado por colectivos la autovaloración de la salud sólo aparezca como factor predictor en el caso de los colectivos africanos puede indicarnos la necesidad de contemplar, en estas poblaciones, el impacto que sobre la valoración de la salud tienen factores como las expe-

riencias ligadas a la inmigración, el nivel de aculturación, las situaciones de discriminación o las diferencias culturales e idiomáticas existentes entre la sociedad de origen y receptora^{26,35-39}.

El alto nivel de satisfacción con el sistema sanitario, referido por parte de los colectivos de inmigrantes, ha sido similar al encontrado en diversos trabajos, así como los distintos grados de satisfacción entre los diferentes grupos étnicos, independientemente de los niveles educativos socioeconómicos⁴⁰⁻⁴². En nuestro estudio, excepto en los inmigrantes latinoamericanos, el dispositivo asistencial peor valorado fue la urgencia hospitalaria, especialmente entre los inmigrantes subsaharianos. Queda por determinar si esta situación está condicionada por barreras culturales, idiomáticas o por la valoración exclusiva de la atención asistencial.

Este estudio tiene una serie de limitaciones que obligan a interpretar los resultados con precaución. El tipo de muestreo utilizado no garantiza la representatividad de las cuatro muestras de colectivos inmigrantes, en especial, en lo que se refiere al análisis descriptivo y bivariante. La naturaleza retrospectiva de algunas variables plantea la posibilidad de un sesgo de memoria, como ocurre por definición en todos los estudios basados en encuesta. El limitado tamaño muestral resultante al segmentar por colectivo y la baja tasa de respuesta en algunas variables, como las referentes al nivel socioeconómico, han limitado su control en el análisis multivariante. Por último, la naturaleza transversal del estudio limita la relación causal entre la autovaloración de la salud y la utilización de servicios sanitarios o de la Urgencia.

Resulta difícil contrastar la posibilidad de inclusión de este sesgo en los resultados, dado que la información disponible sobre la población inmigrante es aún escasa. De hecho las limitaciones mencionadas tienen

su origen en la dificultad de captación de la población inmigrante y explica la ausencia de estudios basados en encuestas de salud poblacionales. Pese a estas limitaciones el trabajo ha permitido identificar, por primera vez, las diferencias en las demandas sanitarias por parte de los colectivos de inmigrantes de la CAPV. El hallazgo de que, junto al sexo y la autovaloración de la salud, también el colectivo inmigrante de pertenencia y el tiempo de estancia se encuentran asociados a la utilización de los servicios sanitarios es un dato que debería tenerse en cuenta a la hora de desarrollar estrategias adecuadas para conseguir equidad en la utilización de los servicios sanitarios y reducir las desigualdades en salud.

AGRADECIMIENTOS

Las autoras agradecen la implicación y colaboración de las personas inmigrantes, asociaciones e instituciones participantes tanto respondiendo a los cuestionarios de salud como apoyando el proyecto.

BIBLIOGRAFIA

1. Sanz B, Torres AM, Schumacher R. Características sociodemográficas y utilización de servicios sanitarios por la población inmigrante residente en un área de la comunidad de Madrid. *Med Clin (Barc)*. 2000; 26: 314-8.
2. Torné E, Guarda A, Torras MG, Pozuelo A, Pasarín M, Borrell C. Análisis de la demanda de los servicios de urgencias en Barcelona. *Aten Primaria*. 2003; 32: 423-9.
3. Junyent M, Miró O, Sánchez M. Comparación de la utilización de los servicios de urgencias hospitalarios entre la población inmigrante y la población autóctona. *Emergencias*. 2006; 18: 232-235.
4. Cots F, Castells X, García O, Riu M, Felipe A, Vall O. Impact of immigration on the cost of emergency visits in Barcelona (Spain). *BMC Health Serv Res*. 2007; 7: 9-
5. Carrasco-Garrido P, De Miguel A, Hernández V, Jiménez-García R. Health profiles, lifestyles and use of health resources by immigrant population resident in Spain. *Eur J Public Health*. 2007; 17(5): 503-05.
6. Mayberry RM, Mili F, Ofili E. Racial and ethnic differences in access to medical care. *Med Care Res Rev*. 2000; 57(Suppl 1): 108-45.
7. Phillips KA, Mayer ML, Aday LA. Barriers to care among racial/ethnic groups under managed care. *Health Aff (Millwood)*. 2000; 19: 65-75.
8. Weinick RM, Zuvekas SH, Cohen JW. Racial and ethnic differences in access to and use of health care services, 1977 to 1996. *Med Care Res Rev* 2000; 57(Suppl 1): 36-54.
9. Sproston KA, Pitson LB, Walker E. The use of primary care services by the Chinese population living in England: examining inequalities. *Ethn Health*. 2001; 6: 189-96.
10. Fiscella K, Franks P, Doescher MP, Saver, BG. Disparities in health care by race, ethnicity, and language among the insured: findings from a national sample. *Med Care*. 2002; 40: 52-9.
11. Haas JS, Phillips KA, Sonneborn D, McCulloch CE, Baker LC, Kaplan, et al. Variation in access to health care for different racial/ethnic groups by the racial/ethnic composition of an individual's country of residence. *Med Care*. 2004; 42: 707-14.
12. Quan H, Fong A, De Coster C, Wang J, Musto R, Noseworthy TW, Ghali WA. Variation in health services utilization among ethnic populations. *CMAJ*. 2006; 174(6): 787-91.
13. Boletín Ikuspegi. Observatorio Vasco de la Inmigración. Panorámica de la Inmigración nº12 2006. Disponible en: <http://www.ikuspegi.org>
14. Freire JM. La ordenación de las prestaciones: aspectos sanitarios *Gac Sanit*. 1995; 9: 11-27.
15. Rodríguez E, Lanborena N. editores. Encuesta de Salud de los diferentes colectivos de inmigrantes asentados en la Comunidad Autónoma del País Vasco 2006. D.L.: BI-2467-06.
16. Gobierno Vasco (ed). Encuesta de salud de la CA del País Vasco 2002. Servicio central de publicaciones del Gobierno Vasco, Vitoria-Gasteiz, 2004.
17. Sundquist, J. Migration, equality and access to health care services. *J Epidemiol Community Health* 2001; 55: 691-69216.
18. Muennig, P., Fahs, M. C. Health status and hospital utilization of recent immigrants to New York City. *Prev Med*. 2002; 35:225-31.

19. Newbold KB, Danforth J. Health status and Canada's immigrant population. *Soc Sci Med.* 2003; 57: 1981-95.
20. McDonald, J. T., Kennedy, S. Insights into the 'healthy immigrant effect': health status and health service use of immigrants to Canada. *Soc Sci Med.* 2004; 59: 1613-27.
21. Rodríguez E, Lanborena N, Senhaji M, Pereda C, Aguirre C. Variables sociodemográficas y estilos de vida como predictoras de la autovaloración de la salud en colectivos de inmigrantes de la Comunidad Autónoma del País Vasco. *Gac Sanit.* En Prensa.
22. Jylha, M., Guralnik, J. M., Ferrucci, L., Jokela, J., & Heikkinen, E. Is self-rated health comparable across cultures and genders? *J Gerontol* 1998; 53: 144-52.
23. Cooper H. Investigating socio-economic explanations for gender and ethnic inequalities in health. *Soc Sci Med.* 2002; 54: 693-706.
24. Williams DR. Racial/ethnic variations in women's health: The social embeddedness of health. *Am J Public Health* 2002; 92: 588-97.
25. Díez E, Peiró R. Intervenciones para disminuir las desigualdades en salud. En: Borrell C, García-Calvente M, Martí-Boscà JV, editores. *La salud pública desde la perspectiva de género y clase social.* Informe SESPAS 2004. *Gac Sanit.* 2004; 18 Supl 1: 158-67.
26. Reijneveld SA. Reported health, lifestyles, and use of health care of first generation immigrants in The Netherlands: do socioeconomic factors explain their adverse position? *J Epidemiol Community Health.* 1998; 52(5): 298-304.
27. Reijneveld SA. The cross-cultural validity of self-reported use of health care: a comparison of survey and registration data. *J Clin Epidemiol* 2000; 53: 267-72.
28. Stronks K, Ravelli AC, Reijneveld SA. Immigrants in the Netherlands: equal access for equal needs? *J Epidemiol Community Health.* 2001; 55(10): 701-7.
29. Stronks K, Ravelli AC, Reijneveld SA. Immigrants in the Netherlands: equal access for equal needs? *J Epidemiol Community Health* 2001; 55:701-7.
30. Uiters E, Deville WLJM, Foets M, Groenewegen PP. Use of health care services by ethnic minorities in The Netherlands: do patterns differ? *European Journal of Public Health* 2006; 16, 4: 388-393.
31. Ikuspegi. Observatorio Vasco de la Inmigración. Percepciones, valores y actitudes de la sociedad vasca hacia la inmigración extranjera 2007. Disponible en: <http://www.ikuspegi.org>
32. Encuesta Europea sobre el acceso a la salud de las personas en situación irregular. *Médicos del Mundo* 2007. Disponible en: <http://www.medicos-delmundo.org>
33. Baker DW, Stevens CD, Brook RH: Determinants of emergency department use: are race and ethnicity important? *Ann Emer Med.* 1996, 28:677-82.
34. Smaje C, Grand JL. Ethnicity, equity and the use of health services in the British NHS. *Soc Sci Med.* 1997; 45: 485-96.
35. Hjern A, Haglund B, Persson G, Rosén M., Is there equity in access to health services for ethnic minorities in Sweden? *Eur J Public Health.* 2001; 11(2): 147-52;
36. Wiking E, Johansson SE, Sundquist J. Ethnicity, acculturation, and self reported health. A population based study among immigrants from Poland, Turkey, and Iran in Sweden. *J Epidemiol Community Health.* 2004; 58: 574-82.
37. Norredam M, Kransnik A, Moller Sorensen T, Keiding N, Joost Michaelsen J, Sonne Nielsen A. Emergency room utilization in Copenhagen: a comparison of immigrant groups and Danish-born residents. *Scand J Public Health.* 2004; 32: 53-9.
38. Gerritsen AA, Bramsen I, Deville W, et al. Physical and mental health of Afghan, Iranian and Somali asylum seekers and refugees living in The Netherlands. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol* 2005; 41: 18-26.
39. Gerritsen AA, Bramsen I, Deville W, et al. Use of health care services by Afghan, Iranian, and Somali refugees and asylum seekers living in The Netherlands. *Eur J Public Health.* 2006; 16(4): 394-99.
40. Haviland MG, Morales LS, Reise SP, Hays RD. Do health care ratings differ by race or ethnicity? *Jt Comm J Qual Saf.* 2003; 29: 134-45.
41. Haviland MG, Morales LS, Thomas H, Dial, Pincus HA. Race/Ethnicity, socioeconomic status, and satisfaction with health care. *Am J Med Qual.* 2005; 20: 195-203.
42. Saha S, Hickam DH. Explaining low ratings of patient satisfaction among Asian-Americans. *Am J Med Qual.* 2003; 18:256-64.

ORIGINAL

VALORACIÓN CON TRES MÉTODOS DIFERENTES DE LA PREVALENCIA DE CONSUMO DE TABACO EN ESTUDIANTES DE PRIMER CURSO DE CIENCIAS DE LA SALUD DE LA UNIVERSIDAD DE LEÓN EN 2006 (*)

Vicente Martín (1), Daniel Fernández (2), César Ordóñez (3), Antonio José Molina (1), Elena Fernández (2) y José Manuel de Luís (2)

- (1) Área de Medicina Preventiva y Salud Pública. Departamento de Ciencias Biomédicas. Universidad de León.
(2) Área de Enfermería. Departamento de Enfermería y Fisioterapia. Universidad de León.
(3) Área de Toxicología. Departamento de Ciencias Biomédicas. Universidad de León.

RESUMEN

Fundamento: Intervenir en la prevención y el control del tabaquismo en estudiantes de ciencias de la salud puede mejorar las creencias y actitudes de los futuros profesionales con relación a este grave problema de salud pública. El objetivo de este trabajo es comparar la validez de tres métodos diferentes para calcular la prevalencia de fumadores.

Métodos: Estudiantes de primero de una Escuela de Ciencias de la Salud. Se valoró el consumo de tabaco mediante un cuestionario auto contestado, el monóxido de carbono (CO) espirado y la cotinina en saliva. Se calculó la prevalencia observada con cada método, la concordancia con el índice Kappa y la validez interna del cuestionario y la cooximetría utilizando la prueba de la cotinina como patrón oro.

Resultados: El 29,3% de los 181 alumnos estudiados fue clasificado como fumador con algún criterio; el 26,5%, 22,1% y el 9,4% respectivamente mediante la cotinina, autodeclaración y cooximetría. Dos terceras partes de los fumadores presentaban baja dependencia a la nicotina. Sólo presentó buena concordancia el cuestionario con la cotinina (Índice Kappa=73,1%). Respecto a la cotinina el cuestionario y la cooximetría obtuvieron una sensibilidad del 72,9% y 35,4% y una especificidad del 96,2% y 100% respectivamente. Los fumadores de baja dependencia, según el cuestionario, obtuvieron resultados positivos para la cotinina en un 81,5 % y la cooximetría en un 14,8%.

Conclusiones: La cooximetría no parece un buen método para detectar fumadores en esta población. La cotinina y el cuestionario presentan una buena concordancia pero la validez interna del cuestionario, respecto a la prueba de la cotinina, tiene una sensibilidad menor de la esperada. Se hace necesario revisar el criterio del patrón oro utilizado en una población de baja dependencia y con posible exposición a humo ambiental.

Palabras clave: Tabaco. Prevalencia. Estudiantes. Cuestionario. Cotinina. Validez.

ABSTRACT**Smoking Prevalence Evaluation by Three Different Methods among First-Year Health Sciences Students at the University of Leon, Spain, 2006**

Background: Intervention in the prevention and control of the smoking habit among health sciences students in order to improve the beliefs and attitudes of future professionals concerning this serious public health problem. The objective of this study is to compare the validity of three different methods for calculating the prevalence of smokers.

Methods: First-year students at a Health Sciences School. Smoking was evaluated by means of a self-administered questionnaire, the carbon monoxide (CO) in expiratory air and saliva cotinine. The prevalence found using each method, the agreement with the Kappa index and the internal validity of the questionnaire and the cooximetry were evaluated using the cotinine test as the gold standard.

Results: A total of 29.3% of the 181 students studied were classified as smokers by some measurement; 26.5% (cotinine), 22.1% (self-stated) and 9.4% (cooximetry). Two thirds of the smokers had low nicotine dependence. Good agreement was found only between the questionnaire and the cotinine test (Kappa Index=73.1%). Compared to the cotinine test, the questionnaire and the cooximetry respectively showed 72.9% and 35.4% sensitivity, and a 96.2% and 100% specificity. According to the questionnaire, 81.5% of the low-dependence smokers tested positive for the cotinine test, 14.5% having tested positive in the cooximetry.

Conclusions: Cooximetry does not seem to be a good method for detecting smokers in this population. The cotinine test and the questionnaire are found to agree well, but the internal validity of the questionnaire in comparison to the cotinine test shows a lesser degree of sensitivity than expected. The gold standard criterion used must be revised for a low-dependence population with possible exposure to second-hand smoke.

Keywords: Tobacco. Cotinine. Students. Questionnaire. Fiability.

Correspondencia:
Vicente Martín
Área de Medicina Preventiva y Salud Pública
Escuela Universitaria de Ciencias de la Salud
Altos de Nava s/n. 24071 León
Correo electrónico: vicente.martin@unileon.es

(*) Trabajo parcialmente subvencionado mediante el proyecto de investigación del Fondo de Investigaciones Sanitarias: PI052724.

INTRODUCCIÓN

El tabaquismo, enfermedad adictiva crónica y recidivante, constituye un grave problema de salud pública por sus importantes repercusiones sanitarias, sociales y económicas¹. En nuestro país se estima en 54000 el número de muertes atribuibles al consumo de tabaco, la gran mayoría evitables². Hay un acuerdo general en que los profesionales sanitarios deben de ser capaces de realizar una correcta intervención, diagnóstica y terapéutica, para ayudar a los fumadores a dejar de serlo^{1,3}. Los profesionales de la salud que fuman, presentan menos probabilidades de intervenir en este sentido que los no fumadores⁴. Intervenir en los estudiantes de ciencias de la salud, futuros profesionales, en la prevención y el control del tabaquismo puede tener un importante efecto sobre sus creencias y actitudes en la prevención y el control de este grave problema de salud⁵. Con este fin se diseñó un programa de intervención al objeto de conocer si la formación específica en tabaquismo en esta población, disminuía la incidencia y prevalencia del consumo.

Como punto inicial de este programa es necesario conocer la prevalencia y características del consumo de tabaco en la población diana. Entre las pruebas objetivas que se han empleado para este fin las más habituales son los cuestionarios autocontestados, la concentración de cotinina, principal metabolito de la nicotina en diferentes fluidos corporales y la cantidad de monóxido de carbono espirado. La determinación de cotinina, presenta una gran sensibilidad (96-99%) y especificidad (91,5-100%) para la distinción fumador-no fumador⁶⁻⁹ por lo que ha sido empleada en numerosas ocasiones como estándar para la verificación de cuestionarios autocontestados, tanto en fumadores activos como pasivos^{7, 10, 11}. La presencia de cotinina en saliva tiene una clara correlación con los niveles en plasma¹² y con el número de cigarrillos consumidos¹³ por lo que al ser una técnica muy poco invasiva, resulta muy útil en estudios epidemiológicos. Por su parte la cooximetría

con puntos de corte próximos a 6 partes por millón (ppm) también presenta gran sensibilidad (90-98%) pero con una menor sensibilidad (79-83%) en la distinción fumador-no fumador^{14, 15} y también ha sido empleada para validar cuestionarios^{16, 17}.

Por todo ello, el objetivo del presente estudio es conocer la prevalencia y características del consumo de tabaco en estudiantes de primer curso de ciencias de la salud, así como la concordancia de las pruebas para detectar consumo de tabaco y la validez interna del cuestionario autocontestado, y la cooximetría tomando como patrón oro la cotinina en saliva.

SUJETOS Y MÉTODOS

La población objeto de estudio fueron todos los alumnos y alumnas de primer curso, que dieron su consentimiento por escrito, pertenecientes a la Escuela Universitaria de Ciencias de la Salud de la Universidad de León. La recogida de datos y muestras se realizó durante los meses de abril y mayo del 2006.

De cada alumno se recogió información sobre datos personales (edad, sexo, diplomatura y vía de acceso), patrón de consumo de tabaco, grado de dependencia a la nicotina medido por el test de Fagerström¹⁸, así como la concentración de monóxido de carbono (CO) en aire espirado determinada mediante el cooxímetro Bedfont® Micro Smokerlyzer. La cantidad de CO espirado se valoró en ppm y se consideró positiva (es decir, fumador) una cifra igual o mayor de 6 ppm. La concentración de cotinina en saliva siguiendo el siguiente protocolo: las muestras de saliva se recogieron en tubos de polipropileno y se congelaron a -20°C hasta su análisis. Las muestras se descongelan y 25µl de cada muestra son empleados para el análisis mediante un kit EIA (COZART® EIA Cotinine Oral Fluid Kit) siguiendo las instrucciones del fabricante, con controles estándar a distintas concentraciones (0, 3, 10 y 50 ng/ml), empleándose

como punto de corte el valor de 3ng/ml de acuerdo con el fabricante y por tanto como fumadores o fumadoras los individuos con valores de cotinina superiores a 3ng/ml.

Toda la información quedó registrada en una base de datos creada con el programa informático Epiinfo. Para el estudio de la concordancia se utilizó el índice Kappa, considerando como valores indicativos de buena concordancia los superiores al 60 % y de muy buena los superiores al 80 %¹⁹.

Como criterios de patrón oro para establecer la validez interna de las diversas formas de valorar el consumo de tabaco se estableció el resultado obtenido en la prueba de cotinina.

Análisis estadístico: Los porcentajes se expresan con sus límites de confianza del 95%. Se analizaron los resultados obtenidos en función de las variables socio-demográficas recogidas: sexo, titulación (enfermería y fisioterapia), Campus Universitario y vía de acceso a los estudios. Se empleó el programa Epidat 3.1, para el cálculo de la prevalencia y

de los intervalos de confianza y el programa Epiinfo 6.0 para la realización de las pruebas de χ^2 , ANOVA. Se llevó a cabo un análisis de regresión logística para la variable dependiente consumo de tabaco, con cada forma de medirla, que incluyó a las variables asociadas en cada caso con una $P < 0,2$.

RESULTADOS

Del total de 213 alumnos matriculados, en el primer curso de las Diplomaturas de Enfermería y Fisioterapia, participaron en el estudio 188 (88,3%). El 86% eran mujeres (162/188) y la edad media de 20 años (Desviación Estándar=3,1 años, Mediana=19 años, Rango Max-Min=18-40 años); el 75% estudiaban Enfermería y el 25% Fisioterapia. El 50% pertenecía al Campus de León y el 50% restante al de Ponferrada. Dos terceras partes de los alumnos provenían del Bachillerato.

Los algoritmos de participación en las diversas pruebas pueden ser observados en la Figuras 1, 2 y 3. En total se contaba con

Figura 1
Algoritmo de los resultados según cuestionario y cotinina

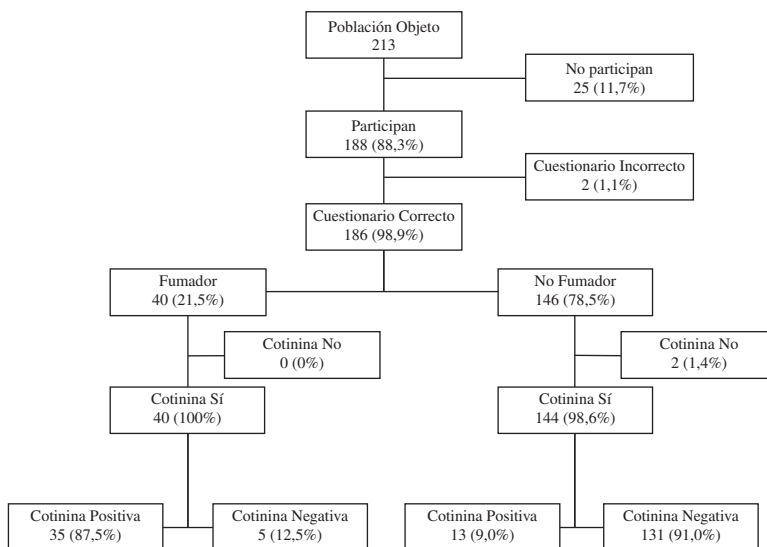


Figura 2
Algoritmo de los resultados según cuestionario y cooximetría

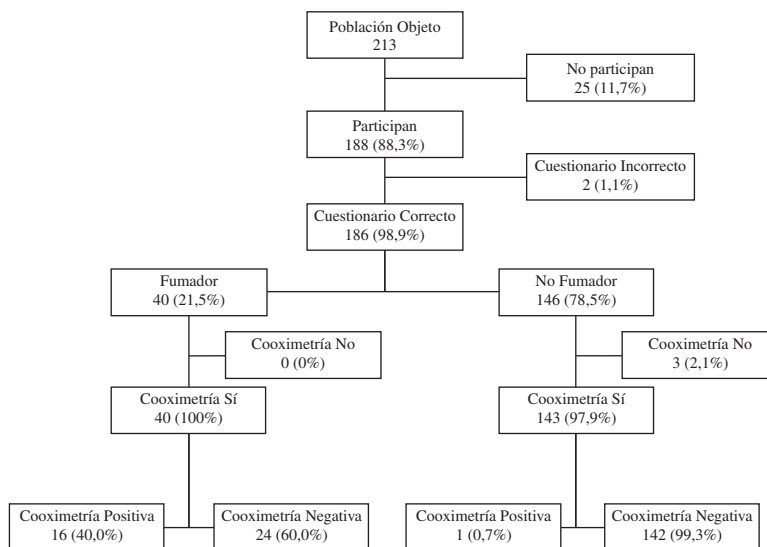
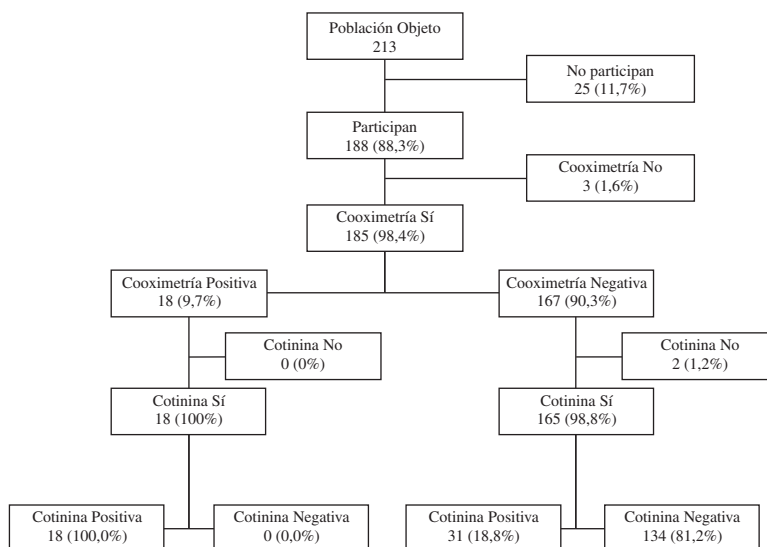


Figura 3
Algoritmo de los resultados según cotinina y cooximetría



información de las tres formas de detectar el consumo de tabaco en 181 alumnos. El 26,5% (48/181; IC95%: 20-34) de las determinaciones de cotinina en saliva y el 9,4%

de las cooximetrías (17/181; IC95%: 5-18) fueron positivas. Se autodeclararon como fumadores o fumadoras el 22,1% (40/181; IC95%: 13-33) de los estudiantes. El 29,3%

Tabla 1
Distribución de los resultados de las diversas técnicas para detectar consumo de tabaco

Cuestionario		Cotina			
		Negativa		Positiva	
		No fumador	Fumador	No fumador	Fumador
Cooximetría	Negativa	128	5	12	19
	Positiva	0	0	1	16

(53/181; IC95%: 22-36) de los alumnos y alumnas estudiados podían ser considerados fumadores con alguna de las técnicas empleadas. De estos, el 90,6% eran positivos para la prueba de la cotinina, el 32,1% para la cooximetría y el 75,5% se declararon fumadores o fumadoras en el cuestionario. En la tabla 1 se puede observar la distribución de los resultados según las diversas técnicas empleadas. En el análisis de la concordancia de las diversas pruebas se obtuvieron los siguientes índices Kappa: cotinina-cuestionario: 73,1% (IC 95 % = 61,4-84,7); cooximetría-cuestionario: 49,5% (IC 95 % = 33,4-65,5) y; cooximetría- cotinina: 46,0% (IC 95 % = 31,4-60,5).

Tomando la prueba de la cotinina como patrón oro, se observó una Sensibilidad del 72,9% (IC 95%=59-87) y una Especificidad del 96,2% (IC 95%=93-100) en el caso del cuestionario autodeclarado y; una Sensibilidad del 35,4% (IC 95%=21-50); y una Especificidad del 100% en el caso de la cooximetría.

Entre los alumnos y alumnas que se declararon fumadores y fumadoras se obtuvo un valor medio de 3,2±2,1 (Mediana=3, Rango Max-Min=0-8) en el Test de Fagerstrom que valora la dependencia a la nicotina, en una escala de 0 a 10. Un 67,5% (27/40) de los fumadores y fumadoras obtuvieron valores en el test inferiores a 5 y por tanto podían ser considerados como fumadores de baja o nula dependencia a la nicotina, mientras que el 32,5% restante presentaban una dependencia moderada o alta.

En la tabla 2 se puede observar la distribución de los resultados de la cooximetría y la cotinina en función del consumo autodeclarado de tabaco y la dependencia

Tabla 2
Distribución de los resultados de las diversas técnicas para detectar consumo de tabaco según las diversas variables estudiadas

Medición	N	Cotina			Cuestionario			Cooximetría		
		+	%	IC 95%	+	%	IC 95%	+	%	IC 95%
Total	181	48	26,5	19,8-33,2	40	22,1	15,8-28,4	17	9,4	4,9-13,9
Sexo										
Hombre	24	6	25,0	9,8-46,7	5	20,8	7,1-42,2	3	12,5	2,7-32,4
Mujer	157	42	26,8	19,5-34,0	35	22,3	15,5-29,1	14	8,9	4,1-13,7
Campus										
Campus 1	91	25	27,5	17,8-37,2	18	19,8	11,0-28,5	7	7,7	1,7-13,7
Campus 2	90	23	25,6	16,0-35,1	21	23,3	14,0-32,6	10	11,1	4,1-18,2
Diplomatura										
Enfermería	135	38	28,1	20,2-36,1	32	23,7	16,2-31,2	15	11,1	5,4-16,8
Fisioterapia	46	10	21,7	8,7-34,7	8	17,4	5,4-29,4	2	4,3	0,5-14,9
Procedencia										
Bachiller	120	29	24,2	16,1-32,2	19	15,8	8,9-22,8	6	5,0	0,7-9,3
Otras	61	19	31,1	18,7-43,6	21*	34,4	21,7-47,2	11**	18,0	7,6-28,5
Cuestionario										
No Fumador	141	13	9,2	4,1-14,4				1	0,7	0,0-3,9
Fumador	40	35	87,5	73,2-95,8				16	40,0	23,6-56,4
Fagerstrom										
< 5	27	22	81,5	61,9-93,7				4	14,8	4,2-33,7
≤ 5	13	13	100,0	75,3-100				12	92,3	64,0-99,8
Edad										
Fumador			Media ± DE			Media ± DE***			Media ± DE****	
No Fumador			20,7 ± 3,2			21,2 ± 3,3			21,5 ± 3,0	
			20,3 ± 3,1			20,2 ± 3,1			20,3 ± 3,1	

*P = 0,1; ** P = 0,01; *** P = 0,08; **** P = 0,1.

a la nicotina. Así, la cooximetría es positiva en un solo caso de no fumadores y en el 14,8% y 92,3% de los fumadores de nula-baja dependencia y moderada-alta dependencia respectivamente. En el caso de la detección de cotinina en saliva, esta fue positiva en el 9,2% de los no fumadores y en el 81,5% y 100% de los fumadores y fumadoras de nula-baja dependencia y moderada-alta dependencia respectivamente

En la tabla 2 puede también observarse la distribución de los resultados de las diversas pruebas en función de las variables estudiadas: Edad, Sexo, Titulación, Campus y Vía de acceso a los estudios. La prevalencia del consumo de tabaco, valorada mediante la determinación de cotinina en saliva, no se mostró asociada con ninguna de las variables analizadas. La valoración de la prevalencia de consumo de tabaco mediante autocuestionario y cooximetría de aire espirado se encontró asociada con la edad ($P=0,08$ y $P=0,11$ respectivamente) y la vía de acceso a las Diplomaturas ($P=0,008$ y $P=0,01$ respectivamente). Tras el análisis de regresión logística sólo se mantuvo asociada al consumo de tabaco la vía de acceso, de manera que los que accedieron a la Diplomatura por vías distintas del Bachillerato presentaron una mayor prevalencia en el consumo de tabaco, en el caso de la cooximetría con una Odds Ratio ajustada de 3,81 (IC 95 % = 1,1-12,8) y del cuestionario de 3,0 (IC 95 % = 1,2-7,3).

DISCUSIÓN

La prevalencia global del hábito tabáquico, detectada en nuestros y nuestras estudiantes por alguno de los 3 métodos de determinación, fue del 29,3%. Este valor es inferior al observado por la Encuesta Nacional de Salud de 2006 en el grupo poblacional comprendido entre los 16 y 24 años donde el consumo era del

33,3% y ligeramente superior entre las mujeres (34,5%). La misma prevalencia fue observada, mediante cuestionario autocontestado, en uno de los centros objeto del presente estudio en 2004²⁰. En otros estudios en España se han encontrado prevalencias en los años 90 de un 34,3%²¹ y 38,7%²² en alumnos de enfermería y más recientemente del 27% en alumnos de 6º de medicina²³. La prevalencia observada, por tanto, es consistente con los valores esperados en nuestra población.

El grado de concordancia entre el cuestionario y la prueba de cotinina fue bueno ($\kappa = 73,1\%$). Lo mismo se puede decir de la especificidad del cuestionario que es también similar a la reportada por otros autores^{7, 10, 11}. Efectivamente, sólo cinco estudiantes con la prueba de la cotinina negativa se declararon fumadores y en los cinco se trató de fumadores o fumadoras con una baja dependencia, en los cuales el consumo es leve e incluso ocasional, tal y como ya ha sido descrito por otros autores señalaban un consumo con una frecuencia no diaria, sino semanal o mensual^{11, 13, 24, 25}.

Sin embargo, la sensibilidad del cuestionario respecto a la cotinina (72,9%), fue inferior a la obtenida por otros autores (81,3 -96%)^{7, 10, 11}. Esta menor sensibilidad puede ser debida realmente al cuestionario o a la especificidad del patrón oro, la cotinina. El punto de corte de 3 ng/ml, recomendado por el fabricante del kit, es un valor inferior a los utilizados por otros autores (5 - 40 ng/ml)^{7, 11, 13, 26} e inferior a los niveles observados en personas expuestas a humo de tabaco ambiental que pueden presentar valores habituales en torno a 4 ng/ml²⁷ y que llegan a superar los 14 ng/ml en individuos con un alto grado de exposición²⁶. Por todo ello, los 13 estudiantes con resultado positivo para la cotinina y que se declaran no fumadores pueden ser realmente fumadores, o

personas expuestas a humo de tabaco ambiental. Puesto que en nuestro estudio no se recogió información sobre la posible exposición ambiental al humo de tabaco, no es posible realizar una estratificación de los datos, con el fin de conocer la influencia de esta variable en los resultados obtenidos en la detección de la cotinina. A favor de la hipótesis de la exposición al humo ambiental habla que de estos 13 estudiantes sólo 1 fue positivo a la cooximetría y que la prueba de la cotinina fuera la única que no se asociara con variables como la edad o la vía de acceso a las diplomaturas, que sí se observaron en el caso de la cooximetría y el cuestionario autodeclarado.

Respecto a la prueba de cooximetría, señalar que se ha empleado un punto de corte de 6 ppm recomendado por la American Thoracic Society al considerar los usados habitualmente (8 y 10 ppm) como demasiado elevados^{17, 28}. Este punto de corte ha demostrado una buena capacidad para detectar a los fumadores con una dependencia alta (92 %) y para señalar a los no fumadores como tales con una especificidad del 100% respecto del criterio elegido como patrón de oro. Sin embargo, a pesar de este descenso en el punto de corte, este método tiene una capacidad limitada para distinguir a los individuos con una baja dependencia de los no fumadores. Esta dificultad puede venir derivada de un escaso consumo de tabaco ya que se ha observado que en individuos con consumos bajos (< 5 cigarrillos/día) los valores medios de CO espirado son inferiores al punto de corte establecido^{29, 30}. Asimismo, la realización de la cooximetría por la mañana, como fue el caso, puede dejar sin detectar a aquellos fumadores y fumadoras sociales, de poco consumo y carácter vespertino.

Teniendo en cuenta los resultados obtenidos podemos concluir que la prevalencia del hábito tabáquico, detectada en nuestra

población mediante el cuestionario y la determinación de cotinina es consistente con los valores esperados en nuestra población. Asimismo, que el índice de concordancia del cuestionario con la prueba de la cotinina es bueno y la especificidad la esperada para una población con baja dependencia. Sin embargo, la sensibilidad del mismo es inferior a lo esperado y tal vez se relacione más con una falta de especificidad del patrón oro utilizado que no es capaz de diferenciar a los fumadores de bajo consumo de los no fumadores expuestos a humo ambiental. La prueba de la cooximetría no se muestra como una buena herramienta dada las características de consumo de tabaco de esta población. Por ello es recomendable que en futuros estudios se recoja información en el cuestionario sobre la exposición pasiva al humo de tabaco y validar el cuestionario con diferentes puntos de corte para la prueba de la cotinina para permitir conocer con una mayor exactitud cual es el más adecuado para esta población caracterizada por una baja dependencia y una posible exposición a humo de tabaco ambiental.

AGRADECIMIENTOS

A Ana Vázquez y Cristina Liébana. A los alumnos de primero de la Escuela de Ciencias de la Salud de la Universidad de León.

BIBLIOGRAFÍA

1. Jiménez-Ruiz CA, de Granda Orive JI, Solano Reina S, Carrión Valero F, Romero Palacios P, Barrueco Ferrero M; SEPAR. Recomendaciones para el tratamiento del tabaquismo. Arch Bronconeumol. 2003; 39: 514-523.
2. Banegas JR, Díez-Gañan L, González J, Villar F, Rodríguez Artalejo F. La mortalidad atribuible al tabaquismo comienza a descender en España. Med Clin (Barc). 2005; 124: 769-71.
3. Tonnesen P, Carrozzi L, Fagerstrom KO, Gratziosi C, Jiménez Ruiz CA, Nardini S, et al. Task Force

- Recommendations: Smoking cessation in patients with respiratory diseases: A high priority, integral component of therapy. *Eur Respir J.* 2007; 29: 390-427.
4. Sejr HS, Osler M. Do smoking and health education influence student nurses' knowledge, attitudes and professional behaviour? *Prev Med.* 2002; 34: 260-5.
 5. Baron-Epel O, Josephsohn K, Ehrenfeld M. Nursing students' perceptions of smoking prevention. *Nurse Education Today.* 2004; 24: 145-51.
 6. Larramendy C, Divine C, Asnafi-Farhang S, Lagrue G. Intérêt des différents marqueurs biologiques dans l'évaluation du tabagisme. *Pathol Biol (Paris).* 2004; 52: 164-72.
 7. Stookey GK, Katz Bp, Olson BL, Drook CA, Cohen SJ. Evaluation of biochemical validation measures in determination of smoking status. *J Dent Res.* 1987; 66: 1597-601.
 8. Benowitz NL. Cotinine as a biomarker of environmental tobacco smoke exposure. *Epidemiol Rev.* 1996; 18: 188-204.
 9. SRNT Subcommittee on Biochemical Verification. Biochemical verification of tobacco use and cessation. *Nicotine Tob Res.* 2002; 4: 149-59.
 10. Caraballo RS, Giovino GA, Pechacek TF. Self-reported cigarette smoking vs. serum cotinine among US adolescents. *Nicotine Tob Res.* 2004; 6: 19-25.
 11. Post A, Gilljam H, Rosendahl I, Meurling L, Bremberg S, Galanti MR. Validity of self reports in a cohort of Swedish adolescent smokers and smokeless tobacco (snus) users. *Tob Control.* 2005; 14: 114-7.
 12. Jarvis MJ, Primatesta P, Erens B, Feyerabend C, Bryant A. Measuring nicotine intake in population surveys: Comparability of saliva cotinine and plasma cotinine estimates. *Nicotine Tob Res.* 2003; 5: 349-55.
 13. Etter JF, Vu Duc T, Perneger TV. Saliva cotinine levels in smokers and nonsmokers. *Am J Epidemiol.* 2000; 151: 251-8.
 14. Middleton ET, Morice AH. Breath Carbon Monoxide as an Indication of Smoking Habit. *Chest.* 2000. 117: 758-63.
 15. Deveci SE, Deveci F, Açık Y, Ozan AT. The measurement of exhaled carbon monoxide in healthy smokers and non-smokers. *Respir Med.* 2004. 98: 551-6.
 16. Kentala J, Utriainen P, Pakkala K, Mattila K. Verification of adolescent self-reported smoking. *Addict Behav.* 2004; 29: 405-11.
 17. Pearce MS, Hayes L; Newcastle Heart Project; Newcastle Thousand Families Study. Self-reported smoking status and exhaled carbon monoxide: results from two population-based epidemiologic studies in the North of England. *Chest.* 2005; 128: 1233-8.
 18. Heatherston TF, Kozlowski LT, Frecker RC, Fagerstrom KO. The Fagerstrom test for nicotine dependence: A revision of the Fagerstrom tolerance questionnaire. *Br J Addict.* 1991. 86: 1119-27.
 19. Altman DG. *Practical statistics for medical research.* New York: Chapman and Hall; 1991.
 20. Fernandez Garcia D, Martin Sanchez V, Vazquez Casares AM, Liebana Presa C, Fernandez Martinez ME, De Luis Gonzalez JM. Tobacco use amongst nursing and physiotherapy students: a cross sectional questionnaire survey. *Int J Nurs Stud.* 2007; 44: 780-5.
 21. Cerdón Granados F, Jauma Pou RM, Vallescar Piñana R, Ribo Bonet C, Martín Mateo M. El tabaquismo en los estudiantes de enfermería: prevalencia, actitudes y conocimientos. *Gac Sanit.* 1992; 6: 58-61.
 22. Heras Tébar A, García Sanchón C, Hernández López MC, Ballestín N, Nebot M. Tabaquismo en los estudiantes de enfermería de Cataluña: hábito, actitudes y conocimientos. *Gac Sanit.* 1997; 11: 267-73.
 23. Mas A, Nerón I, Barrueco M, Cordero J, Guillén D, Jiménez-Ruiz C, et al. Consumo de tabaco en estudiantes de sexto curso de medicina de España. *Arch Bronconeumol.* 2004; 40: 403-8.
 24. Caraballo RS, Giovino GA, Pechacek TF, Mowery PD. Factors Associated with Discrepancies between Self-Reports on Cigarette Smoking and Measured Serum Cotinine Levels among Persons Aged 17 Years or Older. Third National Health and Nutrition Examination Survey, 1988-1994. *Am J Epidemiol.* 2001.153: 807-14.
 25. Vartiainen E, Seppälä T, Lillsunde P, Puska P. Validation of self reported smoking by serum cotinine measurement in a community-based study. *J Epidemiol Community Health.* 2002. 56: 167-70.
 26. Patrick DL, Cheadle A, Thompson DC, Diehr P, Koepsell T, Kinne S. The validity of self-reported smoking: a review and meta-analysis. *Am J Public Health.* 1994; 84: 1086-93.

27. Suárez López de Vergara RG, Galván Fernández C, Oliva Fernández C, Doménech Martínez E, Barroso Guerrero F. Tabaquismo en adolescentes, valores de cotinina en saliva y enfermedad respiratoria. *An Esp Pediatr.* 2001. 54: 114-9.
28. Kharitonov SA, Barnes PJ. Exhaled markers of pulmonary disease. *Am J Respir Crit Care Med.* 2001; 163: 1693-722.
29. Clemente Jiménez ML, Pérez-Trullén A, Rubio Aranda E, Marrón Tundidor R, Herrero Labar-ga I. Correlación entre los valores de monóxido de carbono en el aire espirado y los sistemas de medición de dependencia nicotínica DSM-IV, test de Fagerström y ARUSMQ-9 en adolescentes fumadores. *Med Clin (Barc).* 2003; 121: 89-94.
30. Joseph AM, Hecht SS, Murphy SE, Carmella SG, Le CT, Zhang Y, et al. Relationships between cigarette consumption and biomarkers of tobacco toxin exposure. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev.* 2005; 14: 2963-8.

JORNADA CIENTÍFICA

IX REUNIÓN DE RESPONSABLES DE FORMACIÓN EN SALUD PÚBLICA ÁREAS DE CONOCIMIENTO Y CONTENIDO CURRICULAR

Escuela de Verano de Salud Pública Iltazaret de Maó

Los días 17 y 18 de septiembre de 2007, en el marco de la “Escuela de verano de Salud Pública” de Mahón, se reunieron las personas relacionadas en el Anexo 1, para celebrar el “IX Encuentro de Responsables de Formación en Salud Pública”.

A lo largo del encuentro se trataron los diversos temas relacionados con las áreas de conocimiento y el contenido curricular de salud pública y se analizaron, entre otros, los siguientes aspectos:

— El impacto de los actuales cambios legislativos sobre la formación en salud pública

— El grado de afectación en la formación de grado y postgrado

— Si los cambios son suficientes para las necesidades de los especialistas en salud pública

— Inclusión de los profesionales de la salud pública entre las categorías de profesiones sanitarias

Como consecuencia del debate se alcanzaron las conclusiones que a continuación se relacionan y se acordó que se elevaran a los responsables del Ministerio de Sanidad y Consumo, las Comunidades Autónomas y Sociedades Científicas, así como que se enviaran para su

publicación en las revistas Gaceta Sanitaria, Revista Española de Salud Pública y SEENOTA.

CONCLUSIONES

Estamos ante un cambio estructural en la formación de especialistas de salud pública

La salud pública, que define la Ley 16/2003 de cohesión y calidad, se caracteriza por su multidisciplinariedad. Sin embargo, actualmente la formación de especialistas en Salud Pública se limita mayoritariamente a los médicos que acceden a la misma a través del sistema MIR. La especialidad MIR prácticamente se exige únicamente para acceder a plazas de Medicina preventiva hospitalaria. El resto de médicos y profesionales sanitarios que acceden a puestos de Salud Pública lo hacen generalmente a través de oposiciones. Lo que requiere replantear la formación de especialistas de salud pública, abriéndola a otros profesionales que no sean médicos. Siendo conscientes de las dificultades para realizar cambios en la formación del actual sistema de especialidades, se recomienda el estudio de la creación de la formación especializada en Salud Pública, abierta a profesionales sanitarios, adquiriendo el título de especialista en Salud Pública para cada profesión, contando con un tronco común.

La situación actual afecta a la formación de grado y de postgrado (formación MIR, Escuelas de la Administración Sanitaria, Universidad, etc.)

El Espacio Europeo de Educación Superior define los cambios a introducir en la formación de grado y postgrado, implicando cambios en las actuales diplomaturas y licenciaturas en Ciencias de la Salud.

La posibilidad de organización de másteres oficiales en Salud pública obligará a las Escuelas de Salud pública a establecer acuerdos con la Universidad, pudiendo y debiendo producirse una simbiosis entre ambas instituciones.

La especialización de postgrado en Salud Pública es una necesidad que debe ser requisito imprescindible para acceder a puestos de trabajo del área de Salud Pública. Esto significará una importante demanda a los centros de formación y la necesidad de establecer alianzas entre todos los agentes: Universidad, Escuelas y lugares de práctica.

Suficiencia de los especialistas en salud pública para las necesidades

Se considera que la formación teórica alcanza suficiente calidad y cantidad. Los problemas surgen a la hora de conseguir un trabajo práctico que sea atractivo para los/as alumnos/as que realmente los capacite para abordar los problemas con los que se encontrarán en la práctica diaria. En este

sentido, la aplicación de ECTS que pueden significar una modificación de la práctica docente y vinculación a la práctica de salud pública puede suponer un cambio de gran relevancia.

Esta reforma amplía el número de agentes que pueden ofertar formación en salud pública.

Existe una preocupación sobre la calidad y homogeneidad de la oferta que se entiende debería ser estudiada por organismos reguladores tales como la Comisión de Recursos Humanos del Sistema Nacional de Salud y la Agencia Nacional de Evaluación de la Calidad y Acreditación (ANECA), contando con la participación de sociedades científicas, empresas de formación,...

Categoría en la que se incluyen los profesionales que trabajan en los servicios de salud pública

La deriva de los servicios de salud pública en nuestro país durante los últimos años ha hecho que realmente sean profesionales sanitarios los que trabajan actualmente en estos servicios en nuestro país.

No obstante, la multidisciplinariedad de la especialidad hace necesario la incorporación de otros profesionales (biólogos, sociólogos, psicólogos, economistas, trabajadores sociales) a los cuales hay que proveer de la formación específica necesaria.

Anexo 1 **Relación de asistentes al encuentro**

D Juan Atenza Fernández. Director Gerente Instituto de Ciencias de la Salud. Junta de Comunidades de Castilla La Mancha.

D^a Carmen Nieves Cáceres Pérez. Secretaria General Escuela de Servicios Sanitarios y Sociales de Canarias Consejería de Sanidad del Gobierno de Canarias.

D Antonio Daponte Codina. Director de Docencia e Investigación. Escuela Andaluza de Salud Pública.

D^a M^a del Mar García Calvete. Profesora del Área de Salud Pública. Escuela Andaluza de Salud Pública.

D Luis Gascón Andreu. Jefe de Servicio de Promoción de la Salud y Prevención de la Enfermedad. Departamento de Salud y Consumo Gobierno de Aragón.

D Enrique Gil López. Jefe de la Unidad de Calidad y Planificación. Instituto de Salud Carlos III.

D Pere Godoy García. Jefe de Epidemiología de Lleida. Profesor titular de Medicina Preventiva. Universidad de Lleida. Generalitat de Catalunya.

D^a María Rosa de Haro Brito. Directora de ESSSCAN. Consejería de Sanidad del Gobierno de Canarias.

D Ferran Martínez Navarro. Director de la Escuela Nacional de Sanidad. Instituto de Salud Carlos III.

D^a Maite Martínez Ros. Jefa de Área de Formación. Fundación para la Formación e Investigación Sanitarias de la Región de Murcia.

D^a Victoria Merino Sáenz. Jefe de Servicio de Formación. Dirección General de Recursos Humanos. Gerencia Regional de Salud. Junta de Castilla y León.

D^a Maribel Pasarín Rúa. Profesora Universidad Pompeu Fabra. Agencia de salud pública de Barcelona. Barcelona. (en representación de la Sociedad Española de Epidemiología).

D^a Berta Rivera Castiñeira. Directora de la Escuela Gallega de Administración Sanitaria. Fundación Pública Escola Galega de Administración Sanitaria. Xunta de Galicia.

D Francisco Javier Tamarit Moradillo. Jefe de Servicio de Formación e Investigación. Escuela Valenciana de Estudios de la Salud. Conselleria de Sanitat de València.

