

## COMUNICACIONES CARTEL

Jueves, 12 de septiembre (15:30 h)

### C.1.8. Estudios de mortalidad

Moderador:  
Lluís Cirera

#### ESTUDIO DE LA FORMA DE LA RELACIÓN ENTRE MORTALIDAD Y TEMPERATURA EN 13 CIUDADES ESPAÑOLAS

E. Lado, A. Figueiras, M. Vacariza, J. A. Ferreiro, R. Iglesias, M. C. Almirón, M. D. Gómez, E. Pellitero, J.J. Gestal, C. Iñiguez, F. Ballester, S. Perez-Hoyos, M. Saez, Grupo TEMPRO-EMECAM

*Dto. Medicina Preventiva y Salud Pública, Universidad de Santiago de Compostela. Escola Valenciana d'Estudis per a la Salut, Unidad de Epidemiología y Estadística, Valencia. Centro de Atención Primaria de Vite, SERGAS, Santiago de Compostela. Escola Valenciana d'Estudis per a la Salut, Grup de Recerca en Estadística, Ec. Aplicada i Salut, Valencia.*

**Introducción:** La existencia de asociación entre temperatura y mortalidad es conocida desde antiguo, sin embargo aún existe incertidumbre respecto a la forma de dicha relación.

**Objetivo:** Explorar la forma y la magnitud de la relación entre temperatura y mortalidad en 13 ciudades españolas del proyecto EMECAM (Barcelona, Bilbao, Cartagena, Castellón, Gijón, Huelva, Madrid, Oviedo, Sevilla, Valencia, Vigo, Vitoria y Zaragoza).

**Métodos:** Para cada ciudad se ha ajustado un modelo aditivo generalizado (GAM) de Poisson para mortalidad por todas las causas (excluidas externas), considerando como variables confusoras: tendencia, gripe, humedad, partículas en suspensión, día de la semana y días festivos e inusuales. Salvo las 4 últimas, que, de entrar en el modelo, es linealmente, el resto fueron introducidas siempre y, siempre, mediante funciones de suavizado tipo "spline" o "loess". En concreto, para la tendencia se usó un loess con tamaño de ventana entre 90 y 360 días elegido según el criterio de mínima suma del acf de los residuos. La gripe se incorpora mediante un spline del promedio de los retardos de 0 a 6 de la variable gripe suavizada mediante loess. Los grados de libertad del spline son elegidos entre 2 y 3 mediante el criterio de mínimo Akaike. Para temperatura, aparte del valor del mismo día, se consideraron el promedio de los retardos de 1 a 3 y el de los retardos de 4 a 10 de la variable anterior. Para evitar la colinealidad, en lugar de los promedios se utilizaron los residuos de su regresión sobre la temperatura actual. Las tres variables se incorporan mediante un spline con 4 grados de libertad. Con humedad se empleó un tratamiento análogo. Construido el modelo, en cada ciudad se representó la relación entre la temperatura y mortalidad, se calculó la temperatura asociada con el mínimo número de defunciones y las pendientes de las rectas de regresión obtenidas con los pares (temperatura, mortalidad predicha) a ambos lados del punto de confort. El proceso se repitió separadamente para las series: mortalidad total en mayores y menores de 70 años y mortalidad por causas circulatorias o respiratorias y resto de causas.

**Resultados:** para mortalidad total, en todas las ciudades, salvo en Oviedo, se obtuvo forma de V más o menos aguda, la temperatura asociada con el mínimo número de muertos osciló entre 14,25 °C (Vigo) y 23,45 °C (Sevilla) y, en líneas generales, aumenta con la temperatura media de la ciudad. Respecto a las pendientes, parecen darse tres patrones concordantes también con la temperatura media: Las ciudades más frías muestran menor efecto del frío, las intermedias una forma muy suavizada, casi una U, y, en las más cálidas la forma de V se afirma, presentando pendientes más pronunciadas. En todos los casos las pendientes asociadas al calor superaron a las frías. La forma de V se mantiene en las variables mortalidad por causas específicas y mortalidad en mayores de 70 años, pero se pierde en las series que recogen el resto de defunciones.

**Conclusiones:** Los resultados son muy variables de ciudad en ciudad, según el clima, lo que justifica el intento de controlar adecuadamente la confusión. Esto, junto con el uso del modelo GAM permite el estudio de relaciones tan complejas como la existente entre temperatura y mortalidad.

143

142

#### TENDENCIAS EN LA MORTALIDAD POR CARDIOPATÍA ISQUÉMICA EN ESPAÑA, 1994-1997/1988-1991

R. Boix, N. Aragonés y M.J. Medrano  
*Instituto de Salud Carlos III, Madrid.*

**Antecedentes y objetivos:** La Enfermedad Isquémica del Corazón es en España la 1ª causa de mortalidad en hombres y la 2ª en mujeres. En 1998 hubo 22.352 defunciones en hombres debidas a EIC y 17.090 en mujeres, lo que corresponde respectivamente al 37,09% y 23,42% de la mortalidad cardiovascular y al 11,86% y 10,08% de la mortalidad por todas las causas. En el presente trabajo presentamos un estudio sobre las tendencias en la mortalidad por cardiopatía isquémica en España a nivel provincial, comparando dos períodos de tiempo, los correspondientes a dos cuatrienios 1988-91 y 1994-97 y presentamos los datos de 1998 último año del que disponemos de información del Instituto Nacional de Estadística.

**Métodos:** Las defunciones se han obtenido de los registros individuales facilitados por el Instituto Nacional de Estadística, los códigos seleccionados han sido 410-414 correspondientes a la Enfermedad Isquémica del Corazón en la Clasificación Internacional de Enfermedades 9ª Revisión. Las muertes se han agrupado en dos períodos de cuatro años 1988-1991/1994-1997 divididos en 3 grupos de edad de 35-44, 45-54 y 55-64, como poblaciones se han utilizado la de 1989 para el primer período y la de 1995 para el segundo período. Para analizar la tendencia temporal y su significación estadística se han ajustado modelos de regresión log lineales, asumiendo que el número de muertes en cada grupo de edad y período se distribuyen como una variable de Poisson. Se ha utilizado el procedimiento 'generalized lineal models' con el programa estadístico S-Plus. Se han ajustado modelos independientes para cada provincia y para hombres y mujeres por separado, obteniendo la razón de tasas y sus intervalos de confianza al 95%. Para el año 1998 se ha realizado un ajuste de tasas por el método directo utilizando la población estándar europea y 18 grupos de edad.

**Resultados:** Se produce un descenso significativo de la mortalidad en hombres en 27 provincias y en 12 para las mujeres. En 1998 la mortalidad por cardiopatía isquémica en España fue de 101,11 en hombres y de 44,89 en mujeres, las CC.AA. que presentaron tasas más elevadas fueron: Andalucía, Asturias, Baleares, Canarias, Extremadura, Murcia y C. Valenciana.

**Conclusiones:** Se sigue manteniendo el patrón de mortalidad Norte-Sur con tasas elevadas en zonas del Sur, Levante y Regiones Insulares. España en el contexto internacional ocupa un puesto de baja mortalidad por cardiopatía isquémica, en los últimos 20 años la tendencia ha sido decreciente, más acentuada en hombres que en mujeres, pero siguen manteniéndose las desigualdades territoriales.

#### SEXO Y PATRÓN DE TRATAMIENTO COMO DETERMINANTES DE LA MORTALIDAD EN UNA COHORTE DE PACIENTES CON FALLO CARDÍACO

A. Ruigómez, S. Johansson, M.A. Wallander, L.A. García Rodríguez y C. Huerta

*Centro Español de Investigación Farmacoepidemiológica, Madrid. Dep. Epidemiology, AstraZeneca R&D, Mölndal, Suecia.*

**Objetivos:** Evaluar la mortalidad en pacientes que presentan por primera vez fallo cardíaco (FC), su diferencia por sexo y según el tratamiento farmacológico.

**Métodos:** La fuente de información utilizada fue la base de datos inglesa que recoge las historias clínicas de pacientes registrados en consultas de atención primaria (General Practice Research Database). De ahí se identificó una cohorte de pacientes diagnosticados por primera vez de FC durante 1996 y que permanecieran vivos al mes del diagnóstico. A través de un cuestionario se solicitó a los médicos generales la confirmación del diagnóstico y de la fecha del mismo, así como información sobre los síntomas de presentación, la severidad del episodio y la existencia de enfermedades cardiovasculares subyacentes. La información sobre factores de riesgo y tratamiento se obtuvo de las historias clínicas informatizadas de cada paciente que recoge la base de datos. Se realizó un estudio de seguimiento de la mortalidad de los pacientes con FC, así como un análisis de caso-control anidado, en el que los casos fueron todos los pacientes fallecidos y los controles los que permanecían vivos al final del estudio (Septiembre 1998).

**Resultados:** Se confirmaron 820 pacientes, de ellos el 50% eran mujeres y el 72% eran mayores de 70 años. El período medio de seguimiento fue de 2 años (rango: 1-37 meses), durante el cual 172 pacientes murieron. La probabilidad de sobrevivir de los hombres fue de 68% en comparación con el 82% en las mujeres. Los hombres tuvieron el doble de riesgo de morir que las mujeres (OR: 2,2; 95% IC: 1,6-3,2). Los principales factores de riesgo, en hombres y mujeres, fueron la edad avanzada y la severidad del episodio. Sin embargo observamos que el impacto de estos dos factores sobre la mortalidad era mayor en las mujeres que en los hombres. Controlando por la edad y la severidad, no se encontraron diferentes patrones de tratamiento entre hombres y mujeres, excepto los inhibidores de la angiotensina, que se prescribieron con menor frecuencia a las mujeres (OR: 0,7; 95% IC: 0,5-0,9) en comparación con los hombres. La utilización de fármacos cardiovasculares se asoció con una reducción de la mortalidad, que fue más marcada entre los pacientes que utilizaron de forma crónica beta-bloqueantes (OR: 0,1; 95%IC: 0,01-0,9).

**Conclusiones:** El patrón de supervivencia en pacientes con fallo cardíaco fue diferente entre hombres y mujeres. Los hombres tuvieron un mayor riesgo de muerte pero el efecto de la edad avanzada y la severidad fue mayor en las mujeres. El tratamiento prolongado con beta-bloqueantes se asoció con una reducción significativa de la mortalidad en ambos sexos.

144

145

**ANÁLISIS DE LAS CAUSAS DE MUERTE EN LA COHORTE DEL SÍNDROME DEL ACEITE TÓXICO. VALIDACIÓN DE LOS CERTIFICADOS OFICIALES DE DEFUNCIÓN**

O. Jiménez, I. Abaitua, P. Sánchez-Porro y M. Posada

*Centro de Investigación del Síndrome Tóxico, Instituto de Salud Carlos III, Madrid.*

**Antecedentes:** Un objetivo prioritario de la investigación del Síndrome del Aceite Tóxico, es el estudio de la Mortalidad global y por causas. Actualmente está en curso un estudio que nos ha permitido conocer los pacientes que fallecen cada año, y su fecha y lugar de fallecimiento. A partir de estos datos hemos podido obtener la historia clínica de cada paciente fallecido y su correspondiente Certificado Oficial de Defunción.

**Objetivos:** Obtener la causa de muerte de todos los miembros de la cohorte que han fallecido en el período 81-98, mediante la revisión de la Historia Clínica de cada paciente, y comprobar la validez de la causa que figura en el Certificado Oficial de Defunción.

**Métodos:** Se revisó la información clínica de cada paciente fallecido, determinando su causa de fallecimiento y codificándola según la Clasificación Internacional de Enfermedades (CIE-9). En segundo lugar se obtuvieron las Causas Oficiales de Defunción de dos fuentes diferentes: En el período comprendido entre 1981 y 1995 los Certificados Oficiales de Defunción obtenidos a través de los Registros Civiles fueron codificados por personas, competentes en este trabajo, de la Comunidad de Madrid. Y en el período comprendido entre el año 87 y el año 98, el Instituto Nacional de Estadística nos proporcionó la Causa Oficial de Muerte de los pacientes fallecidos de nuestra cohorte, que ellos habían detectado. En tercer lugar calculamos el número de acuerdos entre la Causa de Muerte reflejada en la Historia Clínica y la Causa Oficial de Defunción.

**Resultados:** De los 2275 pacientes fallecidos en el período de estudio (1981-1998), se obtuvo la causa de muerte, tras revisión de la información clínica, de 1.704 pacientes. Supone un 75% del total. Las causas de fallecimiento que presentaron una mayor frecuencia fueron: Neoplasias (26%), Enfermedades Cardiovasculares (24%), Grupo de Accidentes y Envenenamientos (28,5%), incluido el Síndrome del Aceite Tóxico y Enfermedades del Aparato Respiratorio (7,5%). Comparando estas causas de muerte con los Certificados Oficiales de Defunción codificados por la Comunidad de Madrid, se obtuvo acuerdo en el 61,16% de los casos, con sensibilidad de 0,75 y especificidad de 0,99 para las Neoplasias y sensibilidad 0,70 y especificidad 0,82, para las E. Cardiovasculares. Comparando con las Causas de muerte del Instituto Nacional de Estadística se obtuvo acuerdo en un 67,39%, siendo la sensibilidad de 0,88 y especificidad de 0,98 para las Neoplasias y de 0,72 y 0,85 para las E. Cardiovasculares.

**Conclusión:** Estos datos sugieren un grado de validez aceptable, tanto para las codificaciones realizadas por la Comunidad de Madrid, como para la información proporcionada por el Instituto Nacional de Estadística.

**MORTALIDAD POR SUICIDIO Y SOBREDOSIS EN UN GRUPO DE USUARIOS DE DROGAS INTRAVENOSAS SEGUN EL ESTADO SEROLÓGICO FRENTE AL VIH**

J. González-Aracil, I. Ferreros, S. Pérez-Hoyos, M.J. Aviño e I. Hernández-Aguado

*Unitat Epidemiologia i Estadística, Escola Valenciana d'Estudis per a la Salut (EVES), València. Departament de Salut Pública, Universitat Miguel Hernández, San Joan d'Alacant.*

**Objetivo:** Analizar la mortalidad por suicidio y sobredosis en un grupo de usuarios de drogas por vía intravenosa (UDIs) de los que se conoce su estado serológico frente al VIH tras efectuarse un test de forma anónima en un Centro de Información y Prevención del Sida (CIPS)

**Material y métodos:** Se dispuso de un total de 7.269 UDIs que fueron reclutados en los tres Centros de Información y Prevención del Sida existentes en la Comunidad Valenciana entre 1987 y 1996. De éstos, fueron eliminados del estudio aquellos cuya primera visita al CIPS fue anterior a Enero de 1989. Se obtuvo el estado serológico en el momento de contacto con los CIPS clasificando a los individuos en seroprevalentes, seronegativos, según fueran VIH+ o VIH- en el primer contacto con los CIPS, y seroincidentes si siendo VIH- resultaron VIH+ en alguna visita posterior. Se obtuvo el estatus vital bien por seguimiento o bien cruzando los datos con diferentes registros. De esta forma se observaron un total de 1.041 muertes hasta el 31 de diciembre de 2000. Para el análisis se consideraron la mortalidad ocurrida durante todo el período de seguimiento y posteriormente las muertes que tuvieron lugar en el transcurso del primer año tras la visita al CIPS. Se analizaron tanto la mortalidad general como la mortalidad por suicidio y sobredosis. Se consideraron como posibles variables el sexo, la edad en el momento de la primera visita al CIPS, el año de entrada en el estudio y el tiempo de adicción. Para estudiar las posibles relaciones de las anteriores variables con mortalidad se ajustaron modelos de regresión de Poisson. Se efectuó también un análisis por riesgos competitivos.

**Resultados:** Del total de 6.178 sujetos en el estudio 3.320 eran seronegativos, 2.614 seroprevalentes y 244 seroincidentes. De los seronegativos fallecieron un 8,6%, un 27,2% de los seroprevalentes y un 17,6% de los seroincidentes. En cuanto a la mortalidad general se observa un mayor riesgo para los seroprevalentes (RR = 3,00, IC<sub>95%</sub> 2,61, 3,45) y para los seroincidentes (RR = 2,06, IC<sub>95%</sub> 1,49, 2,84) considerando a los seronegativos como categoría de referencia y controlando por sexo, por edad en el momento de la primera visita, por año de entrada en el estudio y por tiempo de adicción. Para la mortalidad por suicidio o sobredosis no se observan diferencias según estado serológico. Al restringir el análisis al primer año de seguimiento tampoco se observan diferencias en la mortalidad por suicidio y sobredosis, no ocurriendo así para la mortalidad general donde el riesgo de muerte para los seroprevalentes es mayor (RR = 3,11, IC<sub>95%</sub> 2,32, 4,16)

**Conclusiones:** El conocimiento del estado serológico frente al VIH no parece aumentar el riesgo de morir por suicidio o sobredosis no siendo así en el caso de la mortalidad por otras causas, como SIDA.

147

146

**DISTRIBUCIÓN GEOGRÁFICA Y PERFIL DE LA MORTALIDAD DE LOS RESIDENTES EXTRANJEROS EN LA PROVINCIA DE ALICANTE (1994-98)**

I. Melchor, C. G. Senchermés, J. Moncho, J. Verdú, M.E. Galiana, P. Martínez, P. Caballero, M.A. García Alonso y A. Nolasco

*Registro de Mortalidad, Conselleria de Sanitat. Generalitat Valenciana, Alicante. Departament de Salut Pública, Universidad de Alicante, Alicante. Direcció Territorial, Conselleria de Sanitat. Generalitat Valenciana, Alicante.*

**Antecedentes:** En nuestro país, y en particular en la provincia de Alicante, el volumen de población extranjera residente ha venido siendo muy importante y de gran relevancia económica y social. Los cambios demográficos acaecidos recientemente, con incremento notable en la incorporación de extranjeros y cambios en su perfil socioeconómico, sugieren la necesidad de evaluar su contribución al estado de salud de la población general así como sus necesidades específicas. El objetivo de este trabajo es describir el patrón de mortalidad de la población residente extranjera en la provincia de Alicante según su ubicación geográfica y país de procedencia para el período 1994-98.

**Métodos:** Se han estudiado 3853 defunciones ocurridas en residentes extranjeros en el período 1994-98 en la provincia de Alicante. Se han clasificado por nacionalidad y residencia (según 21 zonas definidas ad hoc). Las poblaciones utilizadas para el cálculo de indicadores han sido las del padrón de 1996 (Fuente IVE). Los indicadores de mortalidad calculados han sido los habituales en estos estudios.

**Resultados:** Proporcionalmente, la mayor frecuencia de muerte entre los residentes extranjeros se produce para las nacionalidades de Reino Unido (36,8%), Alemania (18,5%), Países Bajos (9,0%) y Suiza (6,7%) siendo el resto el 29%. La distribución geográfica de estas muertes se concentra, fundamentalmente, en 6 de las 21 zonas consideradas (todas ellas costeras), siendo la zona 2, municipios de Benitachell, Benisa y Jávea, la zona 20, Torrevieja, Los Montesinos, San Miguel de Salinas y Pilar de la Horadada, y la zona 9, Benidorm y Finestrat, las de mayor número de muertes. Cabe destacar que en las zonas 7, Alfaz del Pi, y 3, Calpe, las defunciones de extranjeros son más numerosas que las de nacionales. Las 5 causas de muerte más frecuentes según la lista abreviada de la Comunidad Valenciana (86 grupos de causas de muerte) han sido las Enfermedades Isquémicas del Corazón (26,6%), Enfermedades Cerebrovasculares (8,7%), Otras Enfermedades del Corazón y de la circulación pulmonar (8,4%), Tumor maligno de bronquios, tráquea y pulmones (4,6%) y Bronquitis y Enfisema (3,1%). Cabe destacar en hombres el Tumor maligno de próstata (2,9%) y en mujeres el Tumor Maligno de mama femenina (4,0%).

**Conclusiones:** Para el período estudiado resulta dominante tanto la población como las defunciones en residentes de origen europeo respecto de otras nacionalidades. La consecuencia de ello es que las causas de muerte más frecuentes no difieren sustancialmente de las de la población nacional o europea. Este resultado podría variar en el futuro inmediato como consecuencia del cambio en el perfil inmigratorio del siglo XXI, situando este estudio como un punto de partida para evaluar los cambios que se puedan producir. A la luz de los resultados obtenidos es conveniente sistematizar la vigilancia de la mortalidad según nacionalidad, dado su volumen, y su posible asociación con factores de riesgo diferenciados.

**DESCRIPCIÓN DE LA MORTALIDAD EN CATALUNYA DE PERSONAS NO RESIDENTES Y RESIDENTES CON NACIONALIDAD EXTRANJERA**

A. Puigdefàbregas, P. Molina, M.M. Torné y R. Gispart

*Servei d'Informació i Estudis, Departament de Sanitat i Seguretat Social, Barcelona.*

**Antecedentes:** Las estadísticas de mortalidad son útiles para la planificación de servicios, sin embargo, el análisis anual de la mortalidad considera sólo las defunciones de residentes en una comunidad. El objetivo del trabajo es describir las características demográficas y las causas de defunción de los no residentes y de los residentes con nacionalidad extranjera muertos durante el período 1994-1999 en Catalunya.

**Métodos:** Los datos proceden de los Boletines Estadísticos de Defunción, 1994-1999, de los fallecidos en Catalunya. Se analizan a partir de las variables "lugar de residencia" y "nacionalidad" los siguientes grupos: Inmigrantes (residentes en Catalunya con nacionalidad extranjera), desplazados españoles (residentes en provincias no catalanas con nacionalidad española) y desplazados extranjeros (no residentes en el Estado español con nacionalidad extranjera). Se realiza un análisis descriptivo de las características sociodemográficas y de las causas de muerte.

**Resultados:** Se declararon 11.540 defunciones correspondientes a: 2.696 inmigrantes, 6.822 desplazados españoles y 2.022 desplazados extranjeros. Representan el 3,4% de las defunciones del período en Catalunya. La serie de inmigrantes tiene una edad media de 64,6 años. Considerando el continente de origen, el 63% eran europeos, el 19% americanos, el 15% africanos, y el 3% asiáticos. Los europeos tienen una edad media de 71,2 años y el resto de inmigrantes de 53,1. El 58% eran hombres y el 42% mujeres entre los europeos; entre el resto del grupo, el 68% hombres y el 32% mujeres. Para el total, la provincia de defunción fue Barcelona en el 62% de casos, y Girona en el 22%. Las causas básicas de muerte más frecuentes fueron: para los europeos las enfermedades cardiovasculares y los tumores; las causas externas seguidas de los tumores y las enfermedades cardiovasculares, para el resto. No se ha observado efecto estacional. La serie de desplazados españoles tiene una edad media de 72,6 años. El 49% eran hombres y el 51% mujeres. El 72% murieron en la provincia de Barcelona. Las causas básicas de muerte más frecuentes fueron las enfermedades cardiovasculares y los tumores. La mayor parte de defunciones se produjeron en Navidad y verano. La serie de desplazados extranjeros tiene una media de edad de 57,5 años. El 70% hombres y el 30% mujeres. Un 45% murieron en la provincia de Girona, el 29% en Barcelona, y el 23% en Tarragona. El 91% eran europeos. Las causas básicas de muerte más frecuentes fueron las enfermedades cardiovasculares y las causas externas. La mayoría de muertes se produjeron en primavera y verano.

**Conclusiones:** Las defunciones de personas no residentes suponen una proporción no despreciable del total de muertes del territorio. El patrón demográfico y la causa de muerte son distintos según el grupo analizado, hecho que debe tenerse en cuenta por el impacto que supone en asistencia sanitaria sobre los recursos existentes.

148

149

**CONTRIBUCIÓN DE LA EDAD Y CAUSA DE MUERTE EN LAS DIFERENCIAS EN LA ESPERANZA DE VIDA OBSERVADA ENTRE GÉNEROS EN ESPAÑA (1987-1997)**

L. Félix Valero

Medicina Preventiva y Salud Pública, Facultad de Medicina, Salamanca.

**Antecedentes:** La mortalidad en varones es superior a la de las mujeres en todos los grupos de edad. Los objetivos del estudio han sido: a) estimar las diferencias de género existentes en la esperanza de vida al nacer en la década de 1987-1997; b) estimar la contribución de la edad y la causa de muerte a las diferencias observadas en 1997; c) estimar el aumento producido en la esperanza de vida al eliminar, total o parcialmente, las principales causas de muerte de acuerdo con la mortalidad de 1997.

**Métodos:** Los datos de mortalidad y de población han sido proporcionados por el Instituto Nacional de Estadística. Las causas de muerte se analizaron según los 17 grandes grupos de enfermedades y las principales causas de muerte individualizadas. Se utilizaron tablas de vida abreviadas (intervalos quinquenales) aplicando las tasas de mortalidad anuales del momento. La contribución de la edad y la causa de muerte se calculó por el método de Pollard. Aplicamos Tablas de Decrecimiento Múltiple para determinar la ganancia obtenida por la reducción total o parcial de las causas de muerte.

**Resultados:** a) En 1987, la esperanza de vida fue de 73,53 años en varones y de 80,23 años en mujeres (diferencia de 6,7 años). En 1997, la esperanza de vida fue de 75,02 años en varones y de 82,17 años en las mujeres (diferencia de 7,14 años). b) La diferencia aumenta con la edad. El porcentaje de contribución más elevado corresponde a los 70-75 años (13,58%); En mayores de 65 años la contribución es del 45,66%. c) Por grupos, la contribución fue: tumores (2,53 años -35,4%), enfermedades del aparato circulatorio (1,48 años -20,8%), causas externas (1,16 -16,2%) y enfermedades del aparato respiratorio (0,95 años -13,3%). Por causas la contribución fue: tumor maligno de bronquio y pulmón (1,18 años), infarto agudo de miocardio (0,78 años), accidentes de tráfico (0,47) y tumor maligno de próstata (0,38 años). El sida contribuye con un total de 0,28 años. d) En varones, la ganancia en la esperanza de vida por la reducción en un 100% de las enfermedades del aparato circulatorio sería de 4,7 años, en los tumores de 4,2 años, tumor maligno de bronquios y pulmón de 1 año, en causas externas de 1,4 años y en las enfermedades del aparato respiratorio de 1,2 años.

**Conclusiones:** La esperanza de vida aumenta en ambos sexos. El crecimiento es más elevado en mujeres, lo que hace que la diferencia aumente en el período analizado. El análisis de la contribución de las causas constituye una herramienta útil para la planificación.

**EVOLUCIÓN DE LA MORTALIDAD RELACIONADA CON EL ALCOHOL EN LA MUJER. ISLAS CANARIAS(1975-98)**L. M. Bello Lujan, A. Yngve, P. Saavedra Santana y L. Serra Majem  
D.G. Salud Pública (Gobierno de Canarias); Unit for Prevention Nutrition (Karolinska Institutet); Universidad Las Palmas de Gran Canaria.

**Objetivos:** El objetivo principal del estudio es conocer la evolución de la mortalidad relacionada con el alcohol en la mujer de las Islas Canarias durante el período 1975-1998.

**Métodos:** El número de fallecidos por edad y causas de muerte relacionado con el alcohol durante el período 1975-98 fueron obtenidos por el INE (Instituto Nacional de Estadística). Para cada categoría diagnóstica las defunciones relacionadas con el alcohol fueron calculadas multiplicando las defunciones por las correspondientes fracciones poblacionales atribuibles (FPAA) utilizadas en los Estados Unidos de América (1). Para el cálculo de la evolución de las tasas ajustadas de mortalidad para cada causa se utilizó el modelo de regresión de Poisson descrito en los siguientes términos. Sea  $D_{ij}(t)$  el número de muertes ocurridas durante el año  $(t)$  y en la cohorte determinada por el  $i$ -ésimo grupo de sexo ( $i = 1, 2$ ) y  $j$ -ésimo grupo de edad ( $j = 1, 2, 3, 4, 5, 6$ ). Suponemos que  $D_{ij}(t)$  sigue una ley de probabilidades de Poisson de parámetro  $\mu_{ij}(t)$ , donde:

$$\text{Log } \mu_{ij}(t) = \text{log } N_{ij}(t) + \beta_0 + \beta_1 \cdot t + \beta_2 \cdot (\text{edad}) + \beta_3 \cdot (\text{sexo})$$

Siendo  $N_{ij}(t)$  el tamaño de la cohorte,  $(t)$  el año, edad una variable ordinal con valores de 1 a 6 y sexo una variable binaria donde el valor 1 corresponde a la categoría varón y el 0 a mujer. De acuerdo con este modelo, el parámetro  $100 \cdot \beta_1$  se corresponde con el porcentaje de incremento en la tasa de mortalidad.

**Resultados:** El porcentaje de fallecidas para todas las causas relacionadas con el alcohol (1975) fue 3,7% y en (1998) 3,5%, siendo el total de fallecidas para el período (1975-98) de 4.318. La tasa ajustada por edad, para todas las causas relacionadas por el alcohol en (1975) fue de  $29,8 \cdot 10^5$  y en (1998) de  $26,1 \cdot 10^5$ . Por grupos de causas, en el mismo período, se observa que la mortalidad por enfermedades digestivas (1975) fue  $3,9 \cdot 10^5$  y en (1998) de  $12,4 \cdot 10^5$ . Por causas específicas, destacaríamos el incremento anual de la tasa de mortalidad por psicosis alcohólica: 10,3% (5,0-15,5), hepatitis alcohólica aguda: 7,1% (4,8-9,4), cirrosis alcohólica: 5,9% (5,1-6,7), lesión alcohólica inespecífica del hígado: 6,6% (5,2-8,0), Otras cirrosis del hígado: 2,1 (1,8-2,5), y pancreatitis aguda: 1,0 (0,2-1,9).

**Conclusiones:** A pesar de que el porcentaje de todas las defunciones relacionadas con el alcohol en la mujer en las Islas Canarias se han mantenido en el período de estudio, todas las causas directas de defunción relacionadas con el alcohol han ido en aumento, lo cual nos está reflejando que el consumo de alcohol en las mujeres está aumentando y acercándose al hombre.

1. MMWR. Alcohol-Related Mortality and Years of Potential Life Lost. United States, 1987. MMWR 1990;39(11):173-175.

151

150

**MORTALIDAD INFANTIL POR DEFECTOS DEL TUBO NEURAL EN MÉXICO, 1980-1997**

J.A. Ramírez-Espitia, A.M. García, F.G. Benavides, M. Lacasaña-Navarro y J.M. Martínez

Centro en Salud Ambiental INSP/OPS, Instituto Nacional de Salud Pública, Cuernavaca, Morelos, México. Departamento de Medicina Preventiva y Salud Pública, Universidad de Valencia. Departamento de Ciencias Experimentales y de la Salud, Universidad Pompeu Fabra, Barcelona.

**Antecedentes:** La mortalidad infantil es un grave problema de salud pública en México. Una de sus causas más comunes son las malformaciones congénitas que ocasionaron el 25,7% de las muertes en menores de un año en 1999. Entre las anomalías congénitas, los defectos del tubo neural (DTN), que incluyen patologías como la anencefalia, la espina bífida y el encefalocele, ocupan el segundo lugar como causa de muerte infantil, precedidas de las malformaciones congénitas del sistema circulatorio. El objetivo de este trabajo es describir la mortalidad infantil por DTN en México durante el período 1980-1997.

**Métodos:** Los datos poblacionales provienen del Consejo Nacional de Población, los datos de mortalidad se obtuvieron de los certificados de defunción codificados en la Secretaría de Salud conforme a la novena revisión de la Clasificación Internacional de Enfermedades (CIE9). Las causas de muerte por DTN encontradas fueron anencefalia, espina bífida con y sin hidrocefalia, encefalocele, craneorraquisquisis e iniencefalia. Las tasas anuales de mortalidad infantil estatales y nacional por DTN se calcularon por 10.000 nacidos vivos. Su tendencia evaluada por el porcentaje de cambio anual (PCA) se calculó con un modelo de regresión Poisson. También se calculó la razón de mortalidad infantil tomando la media nacional como referencia. Tanto las tasas como la razón de mortalidad infantil se representaron geográficamente en mapas. Para las tasas de mortalidad infantil por DTN, se subdividió el conjunto del período en tres subperíodos de seis años (1980-1985, 1986-1991, 1992-1997), elaborándose un mapa para cada uno de ellos.

**Resultados:** Los DTN ocasionaron 21.226 muertes infantiles durante el período 1980-1997. La tasa media anual de mortalidad infantil por DTN para todo el período fue de 5,8. La anencefalia (CIE9 código 740,0) fue el tipo de DTN más frecuente (37,7%), seguida de la espina bífida sin hidrocefalia (CIE9 código 741,9) (31,6%) y de la espina bífida con hidrocefalia (CIE9 código 741,0) (24,1%). La tendencia nacional fue ascendente hasta 1990 (PCA = 7,5; IC al 95% 6,4 a 8,6) descendiendo a partir de entonces (PCA = -2,3; IC al 95% -3,6 a -0,9). No obstante, hay estados como Chiapas, Oaxaca y Puebla, cuyo incremento anual en la tasa es superior al 7,5% ( $p < 0,01$ ). Espacialmente se observó que los estados de Baja California Norte, Guanajuato, Querétaro, Tlaxcala y Yucatán presentan las tasas de mortalidad infantil por DTN más elevadas durante los tres subperíodos. Asimismo los estados de Guanajuato y Puebla presentan tasas de mortalidad infantil superiores a la media nacional, con un cociente estadísticamente significativo ( $p < 0,05$ ).

**Conclusiones:** Se observó un incremento significativo de la mortalidad infantil por DTN en México durante el período 1980-1997, debido principalmente al aumento de las anencefalías. Tal incremento no puede ser atribuido solo a cuestiones puramente diagnósticas o de mejoría en los registros. En México, la prevalencia de algunos factores asociados a los DTN, tales como determinados polimorfismos genéticos, la deficiencia de ácido fólico en la dieta, la obesidad materna, la exposición laboral a plaguicidas y la pobreza, es considerable, y su influencia sobre los DTN deberá evaluarse mediante estudios específicos.

**ESTIMACIÓN DE LA MORTALIDAD ATRIBUIBLE AL CONSUMO DE TABACO EN EXTREMADURA Y DEL POTENCIAL IMPACTO SOBRE LA MISMA DEL CONSEJO ANTI-TABÁQUICO**

J.M. Ramos Aceitero, P. García Ramos, M.E. Alonso Prado, M.C. Rojas Fernández y M.J. Bermejo Rivero

Dirección General de Salud Pública, Consejería de Sanidad y Consumo, Junta de Extremadura.

**Antecedentes:** El impacto extremadamente negativo del consumo de tabaco en la salud, ha quedado demostrado en los últimos años, siendo una de las principales causas de morbilidad y mortalidad evitable. La prevalencia de consumo de tabaco sigue siendo considerable (37% para Extremadura en la Encuesta Nacional de Salud de 1993). El consejo médico puede ayudar al abandono del consumo de tabaco, estimándose el porcentaje de abandonos entre el 20 y el 30% de los fumadores. Pretendemos estimar el impacto del consumo de tabaco sobre la mortalidad en Extremadura entre 1990 y 2000, y la posible reducción del mismo, al reducir aquel consumo.

**Material y método:** Se obtuvo el número de fallecimientos, de ambos géneros y > 34 años de edad, del registro de mortalidad de Extremadura de 1990 a 2000, debidos a las enfermedades consideradas. Se tomaron las prevalencias de consumo de tabaco de las Encuestas nacionales de Salud de 1987 y 1993 y se estiman linealmente las prevalencias interanuales y proyectadas. Se toman los riesgos relativos del *Cancer Prevention Study II*. Se calcula la Facción Atribuible Poblacional (FAP) mediante la fórmula:

$$\text{FAP} = \frac{[(p_0 + p_1(RR_1) + p_2(RR_2)) - 1] / [(p_0 + p_1(RR_1) + p_2(RR_2))]}{p_0 + p_1(RR_1) + p_2(RR_2)}$$

donde  $p_0$  = prevalencia de NUNCA fumadores,  $p_1$  = prevalencia fumadores,  $p_2$  = prevalencia ex-fumadores,  $RR_1$  = Riesgo Relativo entre fumadores y  $RR_2$  = Riesgo Relativo entre ex-fumadores: se aplica el valor de FAP sobre el número de fallecidos, para cada enfermedad para estimar las muertes atribuibles. Se realizan las mismas operaciones para el año 2000 aplicando una disminución del 10% (absoluto) de la prevalencia de consumo considerada.

**Resultados:** Se obtiene un valor medio de FAP/año para el período 1990-2000 del 18% (límites 17,6-19,1) para todas las causas de mortalidad en población general (28,2% en hombres y del 7,3 en mujeres), lo que representa una media de 1813 fallecimientos/año (1465 en hombres y 348 en mujeres) equivalente al 18,2% de mortalidad proporcional debida al tabaco. El valor de esta para el año 2000 es de 18,0%, y aplicando una reducción de 10 puntos en la prevalencia de fumadores en los cálculos, el valor disminuye al 16,8%, lo que representa 113 muertes (44 hombres y 96 mujeres).

**Conclusiones:** El tabaquismo es una importante causa de mortalidad evitable en Extremadura y habría causado 19.940 muertes entre 1990 y 2000 (1.812/año, casi 5/día). El impacto del consejo anti-tabáquico sobre ello puede ser importante al conseguir reducir la prevalencia de fumadores.

152

153

**ANÁLISIS DE LOS AÑOS POTENCIALES DE VIDA PERDIDOS EN CATALUÑA. COMPARACIÓN DE DOS MÉTODOS DE CÁLCULO**

N. Moreno, R. Gispert, A. Puigdefàbregas y X. Puig

*Servei d'Informació i Estudis, Direcció General de Recursos Sanitaris, Departament de Sanitat i Seguretat Social, Barcelona*

**Introducción y objetivos:** El indicador más utilizado para medir la mortalidad prematura son los Años Potenciales de Vida Perdidos (APVP). Sin embargo no existe un acuerdo unánime con respecto a los puntos de corte de edad utilizados como límite inferior y superior para definir la prematuridad. El objetivo de este estudio es analizar los APVP entre 1 y 70 años desde el año 1988 hasta 1998 en Cataluña, comprobar su evolución y comparar estos datos con los obtenidos según otro método de cálculo.

**Materiales y métodos:** Los datos proceden del Registro de Mortalidad de Catalunya que codifica las defunciones de residentes en Cataluña de este período según el CIE-9. En el método empleado hasta ahora para calcular los APVP (APVP 0-ev) el límite inferior era 0 años y el superior la esperanza de vida para cada grupo de edad, basándose en las defunciones de hombres y mujeres con edad inferior a 76 y 82 años respectivamente. En el método actual (APVP 1-70) se han tomado como límites de 1 a 70 años con el objetivo de excluir aquellas muertes del primer año de vida que tendrían un peso excesivo, y un límite superior de 70, en el cual se considera socialmente que una muerte no es prematura. Se han analizado todas las defunciones entre los 1 y 70 años desde 1988 hasta 1998, y han sido agrupadas según los 17 grandes grupos y los 65 grupos de la CIE-9.

**Resultados:** Con el método APVP 1-70, durante estos años el número total de APVP ha sido de 2.671.235, que representa una diferencia del -58% con respecto al método antiguo. La media de APVP por persona fue de 15,2, con una variación del -4,6% entre el primero y el último año. La tasa por 100.000 habitantes bajó de 4.235 a 3.740 (-11,7%) durante esos años. El orden de frecuencia de las causas según la tasa del método APVP 1-70 es en hombres: entre 1988 y 1993: 1ª causas externas y 2ª tumores; entre 1994 y 1998: 1ª tumores y 2ª causas externas; y 3ª aparato circulatorio (excepto 1994 y 1995 donde figuran las enfermedades endocrinas e inmunológicas). En mujeres: 1ª -tumores; 2ª -causas externas; y 3ª aparato circulatorio. La ordenación de las causas según la tasa ofrece cambios considerables respecto al método antiguo, adquiriendo mayor importancia las causas externas respecto a las enfermedades del aparato circulatorio.

**Conclusiones:** El método de cálculo APVP 1-70 da más énfasis a la mortalidad de los más jóvenes. El hecho de no contabilizar la mortalidad en los mayores de 70 años y menores de un año magnifica la mortalidad de los jóvenes y cambia el perfil de las causas de mortalidad más frecuentes. El método de cálculo utilizado para estimar la mortalidad prematura puede influir en las decisiones de las prioridades sanitarias basadas en los APVP.

**MORTALIDAD POR MESOTELIOMA EN LA COMUNIDAD DE MADRID, 1991-1999**

A. Rincón, A. Gandarillas, B. Zorrilla y C. León

*Sección de Enfermedades No Transmisibles. Servicio de Epidemiología. Instituto de Salud Pública de la Comunidad de Madrid.*

**Antecedentes:** El mesotelioma es un tumor de baja incidencia, que está aumentando en todos los países industrializados, relacionándose muy íntimamente con la exposición a asbesto principalmente de tipo laboral, pero también puede ser de tipo doméstico o ambiental.

**Objetivo:** Describir la evolución de la mortalidad por mesotelioma pleural y peritoneal desde el año 1991 a 1999, para diferentes grupos de edad, municipios y distritos sanitarios de la Comunidad de Madrid.

**Métodos:** Se han seleccionado del Registro de Mortalidad de la Comunidad de Madrid. Las defunciones en las que aparece en cualquiera de las causas del Boletín Estadístico de Defunción, cáncer de pleura (CIE 9ª = 163, CIE 10ª = C38), peritoneo (CIE 9ª = 158, CIE 10ª = C48) o se haga mención de forma específica a mesotelioma para los años 91 a 99. Para el año 1999, en que se empezó a codificar con el CIE 10 que cuenta con un código específico para mesotelioma, también se seleccionó este (CIE 10ª = C45). Como denominadores se utilizaron las poblaciones de la Comunidad publicadas por la Consejería de Economía. Tomamos como población estándar la europea de 1990. Se han calculado las tasas de mortalidad brutas y estandarizadas por edad y sexo, por el método directo, para la Comunidad y todos los municipios de Madrid con más de 5 casos de mesotelioma, en el período del estudio. Dentro del municipio de Madrid se ha calculado la tasa por distritos sanitarios.

**Resultados:** El 59,1% de los casos son hombres. Las tasas son diferentes para los distintos estratos de edad, incrementándose notablemente, tanto en hombres como en mujeres. El estrato con tasa más elevada es el de 75-79 años con 10/10<sup>5</sup> en hombres y 6 en mujeres. En varones las tasas estandarizadas, si tenemos en cuenta todos los casos, oscilan desde 1,5/100.000 en 1991 a 2,4 en 1998, con una tasa media anual de 1,9 y en mujeres desde 0,8 en 1991 a 1,2 en 1994, con una tasa media de 0,9, no observándose un incremento temporal. Si tenemos en cuenta sólo los casos con mención específica de mesotelioma, las diferencias entre las tasas medias de hombres (0,97) y mujeres (0,3) son todavía más marcadas. Se observa una gran diferencia entre los distintos municipios y distritos sanitarios, encontrándose las mayores tasas en los distritos del área 10 y en el municipio de Pinto. Dentro de los distritos sanitarios en Madrid capital, el de Villaverde, principalmente en hombres tiene las tasas más elevadas.

**Conclusiones:** En nuestra Comunidad no observamos una tendencia clara al aumento temporal de los casos, como se observa en la mayoría de países industrializados. Sin embargo las tasas medias anuales, tanto en hombres como mujeres, son elevadas con respecto a otras comunidades españolas y a la media europea. Esta variación podría deberse, principalmente en mujeres, a problemas de diagnóstico y de clasificación o a un incremento real de la incidencia. La mayor mortalidad de la zona sureste de la Comunidad, podría no deberse sólo a una exposición laboral, sino a una exposición doméstica o ambiental, ya que en esa zona se encuentran algunas industrias que utilizan asbesto.

155

154

**MORTALIDAD POR SUICIDIO EN LA RIOJA. AÑOS 1991 A 2000**

M. Perucha González, M. E. Lezaun Larumbe, N. Izco Goñi y M. Dulin Iñiguez

*Servicio de Epidemiología y Promoción de la Salud. Gobierno de La Rioja; Unidad de Psiquiatría. Hospital de La Rioja.*

**Antecedentes y objetivos:** El suicidio constituye un importante problema de salud pública, según datos de la OMS en el año 2000, cerca de un millón de personas se quitaron la vida en el mundo. Es un fenómeno cada vez más frecuente, llegando a representar el 0,5 al 2,1% de las muertes que hay anualmente en los países occidentales y encontrándose entre las 10 primeras causas de mortalidad en los países desarrollados. En España, si bien las tasas se sitúan por debajo de la media de los países de la U.E., su tendencia en los últimos años ha sido hacia un incremento constante en los grupos de población de jóvenes y adolescentes y ancianos. El objetivo de este estudio ha sido analizar la mortalidad por suicidio en La Rioja en el período 1991-2000, describir su evolución y su distribución por grupos de edad, sexo y zonas geográficas, así como el método empleado.

**Métodos:** Los datos se han obtenido a partir de los Boletines Estadísticos de Defunción de personas residentes en La Rioja fallecidas entre 1991 y 2000. Para la codificación de la causa se ha utilizado la CIE 9 desde 1991 a 1998 y la CIE 10 para los años 1999 y 2000. Se han calculado las tasas brutas y específicas por edad y sexo y la razón varón/mujer. Se ha estudiado el método empleado para la consumación del suicidio diferenciado por sexo y la distribución temporal y geográfica. Para el cálculo de las tasas se ha utilizado la población de La Rioja según el censo de 1991.

**Resultados:** El número de suicidios ocurridos en el período estudiado asciende a 266, con una tasa acumulada de 10,1/100.000 habitantes. De ellos 190 (70%) corresponden a varones, con una tasa específica de 14,6/100.000 hab. y 76 (30%) corresponden a mujeres, con una tasa específica de 5,7/100.000 hab. La razón de casos hombre/mujer es de 2,5. Sobre el total de causas de mortalidad para el período estudiado, los suicidios suponen el 1,06%. Las tasas, tanto la global como la específica por sexo, aumentan con la edad. Según el lugar de residencia, los hombres presentan una tasa de 12/100.000 hab. en Logroño y de 17/100.000 hab. en la provincia, y las mujeres 6/100.000 hab. y 5/100.000 hab. respectivamente. No se ha observado un predominio estacional en la presentación. El método de suicidio más utilizado en el período estudiado ha sido el ahorcamiento (37%), que también ha sido el método elegido con más frecuencia por los hombres (47%); del total de ahorcamientos el 90% han ocurrido en hombres. En cuanto a las mujeres, la forma más frecuente de suicidarse ha sido saltar desde un lugar elevado (38%). El ahorcamiento es el método utilizado con más frecuencia en la provincia (48%), y en Logroño saltar desde un lugar elevado (35%). Según la edad, la forma más frecuente de suicidarse es el ahorcamiento, excepto en los mayores de 65 años, que utilizan más saltar desde un lugar elevado.

**Conclusiones:** Las tasas observadas se encuentran por encima de la media nacional y son superiores a las descritas en diversos estudios realizados en otras provincias. El comportamiento observado a lo largo del período es cíclico, no evidenciándose una tendencia al incremento ni en las tasas globales ni en las específicas por edad. El suicidio aparece ligado a la edad y al sexo siendo más frecuente en varones y aumentando con la edad en ambos sexos.

**TENDENCIA TEMPORAL DE LA MORTALIDAD POR CÁNCER DE LARINGE EN EUROPA DURANTE EL PERÍODO 1975-1995**

Y. Castán Ruiz, G. López-Abente, M. Pollán Santamaría, N. Aragónes Sanz, B. Pérez Gómez, D. Gavrilá, J. de la Puente Callejo y N. Pérez-Farinós

*Centro Nacional de Epidemiología. Instituto de Salud Carlos III.*

**Objetivo:** Conocer los cambios en los patrones de mortalidad por cáncer de laringe en Europa durante el período 1975-1995 y detectar cambios en la tendencia asociados a la cohorte de nacimiento por países y regiones geográficas.

**Métodos:** El número de defunciones y las poblaciones fueron obtenidas de las bases de datos de la Organización Mundial de la Salud. El patrón de mortalidad y la tendencia relativa anual se analiza usando modelos log-lineales de Poisson, con la edad, período de muerte y país como factores predictores independientes. Para conocer la influencia de la edad, el período de muerte y la cohorte de nacimiento en la tendencia temporal se ajustan modelos log-lineales utilizando la solución de Osmond y Gardner.

**Resultados:** Las tasas de mortalidad por cáncer de laringe son mayores en hombres que en mujeres, registrándose en España la mayor razón de masculinidad (37:1). Los países del sur de Europa son los de mayor mortalidad por cáncer de laringe y los del norte los de menor. La mortalidad por cáncer de laringe en Francia es 2,6 veces mayor que el promedio europeo. En relación con la tendencia, los países del este son los que sufren mayor incremento de la mortalidad por cáncer de laringe, Hungría y Polonia presentan aumentos anuales del 2,7% y 2,1% respectivamente. Por sexo, en hombres los países con mayor tasa ajustada para todo el período son Francia, Hungría y España. Sin embargo a lo largo del período de estudio los países del este son los que aumentan su mortalidad y en el último quinquenio (1991-1995) Hungría, Polonia y Rumanía registran las tasas ajustadas más altas (13,4, 10,5 y 8,7 por 100.000 personas/año respectivamente), frente a Suecia que presenta la tasa de mortalidad más baja (0,9). En mujeres, los países con mayor tasa ajustada para todo el período son Hungría, Irlanda y Polonia. A lo largo del período estudiado los países en los que aumenta la mortalidad son Hungría, Polonia, Austria, Bélgica, Holanda y Noruega y en el último quinquenio Hungría (1,01), Polonia (0,8) y Bélgica (0,7) registran las mayores tasas de mortalidad y Suecia (0,13) la menor. Un progresivo aumento de riesgo de muerte se observa en las cohortes posteriores a 1913 en Alemania, Austria, Bélgica, Dinamarca, Irlanda, Hungría y Bulgaria para hombres y Alemania, Austria y Bélgica para mujeres. En los países del sur el efecto cohorte en hombres y mujeres es de claro descenso en las generaciones más jóvenes, lo cual se refleja también en las tasas truncadas, aunque en España en mujeres este efecto cohorte de descenso hasta la generación de 1930 se interrumpe observando un incremento. En los países nórdicos en hombres destaca aumento de riesgo relacionado con cohorte en Dinamarca, agudo descenso en Finlandia y estabilidad en Suecia. En mujeres las cohortes en los distintos países presentan un patrón muy diferente del apreciado en hombres.

**Conclusiones:** Discusión. La mortalidad por cáncer de laringe en los países europeos estudiados evidencia una marcada heterogeneidad, probablemente relacionada con distintos patrones de consumo de tabaco y alcohol.

156