

## COMUNICACIONES ORALES

Miércoles, 17 de octubre de 2007  
9:00 a 11:00

### Vigilancia epidemiológica

*Modera: Rosaura Varo Baena*  
*Consejería de Salud. Junta de Andalucía*

#### FACTORES QUE INFLUYEN EN LA CONFIRMACIÓN VIROLÓGICA DE LOS CASOS NOTIFICADOS EN EL SISTEMA CENTINELA DE VIGILANCIA DE LA GRIPE EN ESPAÑA

A. Larrauri Cámara, S. Jiménez Jorge, S. de Mateo Ontañón  
*Área de Vigilancia de la Salud Pública; Centro Nacional de Epidemiología; Instituto de Salud Carlos III.*

**Antecedentes/objetivos:** El Sistema Centinela de Vigilancia de la Gripe en España (SCVGE) está integrado dentro del Sistema de Vigilancia de la Gripe en Europa (EISS), cuyo propósito es identificar precozmente los virus de la gripe circulantes y su patrón de difusión en la población. Los médicos centinela notifican las consultas por síndromes gripales y recogen muestras de exudado nasal y/o faríngeo de algunos pacientes para su confirmación virológica. El resultado de estas pruebas de laboratorio de confirmación es la base de la información virológica del sistema y suele estar relacionado con la precocidad en la toma de muestras, por lo que consideramos fundamental conocer su asociación con ciertas variables entre las que se incluye el tiempo transcurrido entre la fecha de inicio de síntomas del síndrome gripal y la fecha de toma de muestras para su envío al laboratorio.

**Métodos:** Los datos han sido obtenidos del SCVGE en la temporada 2006-2007. Se ha analizado el resultado de las pruebas de laboratorio (aislamiento de virus de la gripe) en función de la variable principal (intervalo: tiempo transcurrido entre la fecha de inicio de síntomas del síndrome gripal y la fecha de toma de muestras para su envío al laboratorio, medido en días), independientemente de otras variables de confusión como: edad del paciente, sexo, estado de vacunación e intensidad de la actividad gripal. El efecto ajustado de la variable independiente principal (odds ratio) y la existencia de tendencia lineal se han estimado con modelos de regresión logística múltiple. Los análisis se han realizado con SPSS v14.0 y Stata v8.0.

**Resultados:** En la temporada 2006-2007 se recogieron 1746 muestras para confirmación virológica, de las que 782 fueron positivas (45%). La información sobre la variable principal intervalo estuvo disponible en 974 muestras (56%). El 84% de las muestras se recogieron en las 48h posteriores al inicio de síntomas. El aislamiento de virus gripales es mayor en periodos epidémicos que fuera de ellos ( $p < 0,001$ ) y menor en pacientes vacunados que no vacunados ( $p = 0,001$ ). La proporción de aislamientos positivos disminuyó significativamente al aumentar el intervalo, con una tendencia significativa ( $p = 0,0017$ ) que no se desvía de la linealidad ( $p = 0,74$ ). El análisis multivariante confirmó esa relación (OR: 0-1 días = 1,00; 2 días = 0,69; 3 días = 0,70; 4+ días = 0,50) ( $p$  tendencia = 0,0034), independientemente del resto de variables estudiadas.

**Conclusiones:** La tasa de aislamiento de virus de la gripe disminuye gradualmente según aumenta el intervalo entre la fecha de inicio de síntomas de la enfermedad y la de envío de muestra al laboratorio. Con las limitaciones derivadas de la disponibilidad de información, se sugiere que hay un buen seguimiento del protocolo de recogida de muestras en el SCVGE.

#### ESTUDIO DE PORTADORES DE MENINGOCOCO ANTE UNA AGREGACIÓN TEMPORO-ESPACIAL DE ENFERMEDAD MENINGOCÓCICA EN CASTILLA Y LEÓN

C. Ruiz Sopeña, J.A. Gómez de Caso Canto, L. Mateos Baruque, J.L. Yáñez Ortega, MJ Rodríguez Recio, A. Dorado Díaz, C. Ruiz Cosin, R. Cano Portero, J.A. Vázquez

*Consejería de Sanidad. Junta de Castilla y León; Instituto de Salud Carlos III. Madrid*

**Antecedentes/objetivos:** Durante los 4 primeros meses de 2006 se notificó un aumento de casos de enfermedad meningocócica en dos municipios de Palencia y Burgos. 9 fueron casos confirmados por serogrupo B, siendo 6 del serotipo B:2aP1.5. Formando parte de la investigación se realizó un estudio de portadores de meningococo con los siguientes objetivos: conocer el porcentaje de portadores de meningococo (serogrupo, serotipo y serosubtipo), determinar el grupo de edad con mayor proporción de portadores y valorar factores relacionados con la situación de portador.

**Métodos:** Se seleccionó una muestra de población de 5 y más años de los municipios A (Palencia) y B (Burgos), donde se habían notificado casos de enfermedad meningocócica y de una población control (municipio C de Segovia), mediante muestreo estratificado por grupos de edad (error absoluto 4%, nivel de confianza 95% y prevalencia esperada 6%). De cada participante se obtuvieron muestras de frotis nasofaríngeo y se realizó un cuestionario estructurado. El trabajo de campo se efectuó entre junio-julio de 2006.

**Resultados:** Se obtuvieron muestras de 1.206 individuos (81,7%). La distribución de la muestra por sexo, grupos de edad, variables socio-económicas y resto de variables fue similar en los tres municipios. El mayor porcentaje de portadores correspondió al municipio A con 12,2% (IC95%: 9,16-15,27), seguido del municipio B con 10,1% (IC95%: 6,98-13,24) y el de menor porcentaje fue el C con 2,9% (IC95%: 1,30-4,58). En los tres municipios se observaron porcentajes mayores en hombres y en el grupo de edad de 15 a 29 años. El serogrupo B fue el más frecuentemente identificado (75%); sólo se identificaron dos cepas del serogrupo C y no se encontraron cepas caracterizadas como B:2aP1.5. Las variables que presentaron diferencias estadísticamente significativas en los municipios A y B fueron el sexo (hombre), la edad (grupo de 15 a 29 años) y el ser fumador.

**Conclusiones:** La proporción global de portadores de meningococo encontrada es similar a la descrita en otros estudios. Se han observado diferencias en el porcentaje de portadores en los municipios A y B frente al municipio C (población control). La mayor proporción de portadores se ha encontrado en el grupo de edad de 15 a 29 años. No se aisló ninguna cepa del fenotipo B:2aP1.5, posible cepa epidémica y si gran heterogeneidad de las cepas aisladas. En base a estos resultados no se realizó ninguna intervención poblacional en los municipios afectados.1

#### LEGIONELOSIS EN LA COMUNIDAD DE MADRID 2003-2006. TENDENCIA Y PREDICCIÓN

S. Cañellas, L. García-Comas, M. Ordobás, I. Rodero, C. García-Fernández, A. Gutiérrez, J. García

*Servicio de Epidemiología. Instituto de Salud Pública. Dirección General de Salud Pública y Alimentación. Comunidad de Madrid.*

**Antecedentes/objetivos:** La legionelosis está sometida a vigilancia desde 1997 y por su interés en Salud Pública cuenta con un Programa de Prevención y Control especialmente dirigido a evitar las condiciones que favorecen la colonización, multiplicación y dispersión de Legionella. En 2001-2002 por la disponibilidad de técnicas de detección de antígeno de Legionella pneumophila en orina aumentaron el número de notificaciones tanto en nuestra Comunidad como a nivel estatal. Describir los casos notificados en 2003-2006 en la Comunidad de Madrid, su tendencia y la detección de exceso de casos bajo un modelo de predicción es el objetivo.

**Métodos:** Estudio descriptivo de casos de legionelosis según año de notificación, diagnóstico y ámbito (comunitario, asociado a viaje) estratificado por sexo, edad, factores de riesgo y modo de presentación (esporádico, brote). Se calculan las incidencias anuales y su tendencia y se analiza la distribución semanal de los casos según un modelo de predicción basado en una distribución de Poisson controlando la estacionalidad y la tendencia. La fuente de información ha sido las EDO, y para las poblaciones el Padrón continuo de 2002 a 2005.

**Resultados:** Desde 2003 a 2006 entre el 10% y 24% de los casos tenían el antecedente de viaje en los 10 días previos al inicio de síntomas, y entre el 1% y 10% fueron diagnosticados probables. Las incidencias de casos confirmados y comunitarios fueron 1,15 en 2003; 1,14 en 2004; 0,64 en 2005 y 0,94 casos por 100.000 hab en 2006. La tendencia es significativamente decreciente ( $R^2 = 0,37$   $p < 0,05$ ). La razón hombre/mujer varió entre 1,9 y 7,3, sin embargo la mediana de edad fue similar durante todo el periodo (54,5 años, rango: 13-84 años), como los factores de riesgo más prevalentes: 56% fumadores, 13% diabéticos y 12% EPOC o antecedente de enfermedad inmunosupresora. El modelo de predicción temporal detectó un exceso de casos en seis ocasiones, siendo en noviembre de 2006 el de mayor magnitud (18 casos más de los esperados) requiriendo una intervención específica tanto epidemiológica (formulario ad hoc, entrevistas) como ambiental. En 2005 se pudo demostrar vínculo epidemiológico entre dos y siete casos.

**Conclusiones:** Conocer el patrón temporal de distribución de los casos y disponer de un modelo de predicción nos ayuda a detectar con premura un aumento de casos por encima de lo esperado y así tomar decisiones para la intervención. Distintas hipótesis se barajan para explicar la tendencia descendente de casos de legionelosis desde 2002, como la subnotificación, el impacto del programa de control y prevención de legionelosis en la Comunidad de Madrid o el mejor mantenimiento de las instalaciones.

**APLICACIÓN DE UN MODELO DE EPIDEMIA DE GRIPE PARA LA MONITORIZACIÓN DE LA TEMPORADA 2006-2007 EN CASTILLA Y LEÓN**

A.T. Vega Alonso, J.E. Lozano Alonso, M. Gutiérrez Pérez, J.M. Eiros Bouza, R. Ortiz de Lejarazu, R. Centinela Sanitaria de Castilla y León

DG de Salud Pública y Consumo. Consejería de Sanidad. Junta de Castilla y León; Centro de Gripe. Área de Microbiología. Universidad de Valladolid.

**Antecedentes/objetivos:** La vigilancia de las enfermedades transmisibles debe sustanciarse en información útil para la toma de decisiones. En el caso de la gripe, la utilidad viene condicionada por la exactitud, precisión y oportunidad de la información. Esta comunicación describe el modelo de una epidemia de gripe típica a partir de los datos históricos de Castilla y León (Cyl).

**Métodos:** Se utilizan las tasas de incidencia semanal registradas por la Red Centinela sanitaria de Castilla y León de diez temporadas (96-97 a 05-06). Se procede a localizar el período epidémico de cada temporada maximizando la tasa acumulada en el menor número de semanas. Con los valores máximos del período pre-epidémico de cada temporada se establece el umbral epidémico que desencadena la alerta epidémica (límite superior del IC-95% de la media geométrica). Con los valores del período epidémico se traza el modelo de la curva epidémica y un canal epidémico (límites inferior y superior del IC-95% de la media geométrica). Finalmente se establece un umbral post-epidémico.

**Resultados:** El umbral pre-epidémico para la temporada 06-07 en Castilla y León se estimó en 56 casos semanales por 100.000 habitantes. De la semana 40/06 a la 1/07, la incidencia semanal se mantuvo por debajo de este umbral, con máximo de 31 por 100.000. En la semana 2/07, la tasa semanal alcanzó los 91 casos por 100.000 desencadenando la alerta epidémica y señalando el comienzo de la epidemia. El pico máximo se produjo en la semana 5 con 414 por 100.000, inferior al máximo estimado del canal que era de 594 por 100.000. En la semana 10/07 la incidencia se sitúa por debajo del umbral post-epidémico, 49 casos por 100.000, señalando el final de la epidemia de la temporada.

**Conclusiones:** Los intentos de modelar las epidemias anuales de gripe presentan la enorme dificultad de la variabilidad en la aparición temporal y en la intensidad alcanzada anualmente. El umbral epidémico es una estimación conservadora que asegura una alta especificidad de la situación epidémica y permite dar la alerta con mayor precisión y validez que los métodos más clásicos. La construcción del canal con los períodos epidémicos de cada temporada permite una monitorización de la intensidad alcanzada semanalmente con relación a datos históricos. El uso de este modelo precisa de una notificación sensible y de calidad, como la que se genera en las redes centinelas sanitarias.

**ESTUDIO DE VARICELA EN LA COMUNIDAD DE MADRID A TRAVÉS DE LA RED DE MÉDICOS CENTINELAS, 1997-2006**

C. García-Fernández, M. Ordoñas, N. Pérez-Farinós, I. Rodero, S. Cañellas, L. García-Comas, A. Gutiérrez Rodríguez, J. García Gutiérrez

Servicio de Epidemiología. Dirección General de Salud Pública y Alimentación. Consejería de Sanidad y Consumo de Madrid.

**Antecedentes/objetivos:** La Red de Médicos Centinela de la Comunidad de Madrid (CM) comenzó a funcionar en 1991; se basa en la participación de médicos de Atención Primaria que atienden a una población representativa de la CM. La varicela es objeto de vigilancia desde el año 1996. Desde 2003 se dispone de una vacuna de venta libre en farmacias recomendada por la Asociación Española de Pediatría. A final del año 2006 se modificó el calendario de vacunaciones sistemáticas en la CM introduciendo esta vacuna a niños de 15 meses. Se pretende conocer los cambios en la incidencia, características clínicas y de riesgo de la varicela en el período 1997-2006.

**Métodos:** Estudio descriptivo de varicela en la CM. La fuente de información ha sido la Red de Médicos Centinelas. Se analizan características de persona, variables de exposición y complicaciones. Se calcula la incidencia de varicela en el período, para el total y por grupos de edad, así como el análisis de tendencia. Se comparan las variables recogidas en la época precomercialización de la vacuna (1997-2002) con respecto al período 2003-2006.

**Resultados:** Durante el período analizado se notificaron 11220 casos de varicela, incidencia media anual estandarizada por población europea de 1042,7 casos por 100.000. El 51,5% de los casos eran hombres y la mediana de edad 4 años, rango entre 0 y 86. El 65% de los casos se contagió de un caso de varicela, el 1,2% de un caso de herpes zoster, el 14,4% se produjo en el contexto de un brote y en el 19,1% la fuente es desconocida. Un 3,6% de los casos presentaron algún tipo de complicación requiriendo derivación a Atención Especializada el 0,9%. Respecto al lugar de contagio el 55% de los casos se contagió en el colegio y el 18,8% en el hogar. Por grupos de edad las mayores incidencias las presentan los grupos pediátricos, 8567,9 (0-4 años) y 3113,4 casos por 100.000 de 5 a 9 años. La incidencia media anual presenta una tendencia decreciente en el período ( $\chi^2 = 30,9$ ,  $p < 0,001$ ). Comparando 1997-2002 respecto al 2003-2006 no se detectan diferencias significativas respecto a las características clínicas y de riesgo de la varicela. Sin embargo, la incidencia en el período 2003-2006 disminuye significativamente en menores de 4 años, RR = 0,88 (0,83-0,92) y en el grupo de 5 a 9, RR = 0,77 (0,71-0,84).

**Conclusiones:** Coincidiendo con la recomendación y venta libre de la vacuna se observa una disminución en el riesgo de padecer varicela en los menores de 9 años. Es necesario seguir manteniendo la vigilancia para valorar el impacto, tras la inclusión de la vacuna en el calendario infantil sistemático.

**IMPACTO DEL INCREMENTO DEL SARAMPIÓN EN ESPAÑA PARA ALCANZAR EL OBJETIVO DE LA ELIMINACIÓN**

I. Peña-Rey, M.V. Martínez de Aragón, T. Castellanos, E. Alcalde, A. Villaverde

Centro Nacional de Epidemiología ISCIII.

**Antecedentes/objetivos:** La Organización Mundial de la Salud (OMS), en 1998 propuso un plan para la eliminación del sarampión en la Región Europea en 2007. España establece el Plan Nacional de eliminación del Sarampión autóctono en 2001 con el objetivo de eliminación en 2005. En 2003 ante la dificultad de algunos países de implementar planes nacionales de eliminación, la OMS retrasa la eliminación a 2010. Desde el inicio del plan hasta el año 2005, la tendencia regional de la enfermedad era descendente, aumentando en ese año y descendiendo en 2006 un 44% (gracias a campañas de vacunación durante 2003-2005 en Turquía en menores de 15 años). Objetivo: conocer la situación de la circulación del sarampión en España y Región Europea y explicar el incremento de casos.

**Métodos:** Análisis de los datos del plan nacional de eliminación del sarampión y de la red europea de vigilancia de enfermedades vacunables.

**Resultados:** En España, desde el inicio del plan continúa el descenso generalizado de la incidencia (inferior a  $0,2 \times 100000$ ) conseguido en 1990 por las altas coberturas vacunales, con un aumento en 2003 (brote de Almería, 0,62). En 2006 se notificaron 7 brotes localizados (0,82) cinco con fuente de infección conocida fuera de España. El 80% de estas importaciones virales provenían de países de la Región Europea. Se afectaron las edades no protegidas por la vacunación: menores de 15 meses y mayores de 20 años. El número reproductivo efectivo desde el inicio del plan se mantiene por debajo de 1, uno de los criterios necesarios para la eliminación. 11 países de la Región Europea se afectaron desde finales de 2004 hasta 2006 por brotes en adultos jóvenes. También 4 países de la Región de las Américas, notificaron casos importados desde nuestra región.

**Conclusiones:** La historia de vacunación (inicio y calendario) y las coberturas alcanzadas en cada país, explican la existencia de bolsas de susceptibles en cohortes con menores coberturas, que se van acumulando en el tiempo. La mayor movilidad de la población susceptible actual, los jóvenes y la circulación del virus entre los países con coberturas menores permitieron la amplia circulación del virus. El descenso de casos por campañas vacunales nos sitúa en buen momento para eliminar la circulación autóctona si se consiguen y mantienen coberturas superiores al 95% en todos los países. Pero mientras sigan existiendo bolsas de susceptibles, aun con la circulación autóctona del virus eliminada se corre el riesgo de la aparición de brotes. La situación actual no pone en peligro el objetivo de eliminación, situación similar a la observada en la Región de las Américas, donde tras haber conseguido la eliminación de la circulación autóctona en 2002 ocurren brotes en bolsas de susceptibles.

**EVOLUCIÓN DE LA DISTRIBUCIÓN ESPACIAL DE PAROTIDITIS EN CASTILLA Y LEÓN, 1988-2006**

S. Tamames, M. Allue Tango, C. Ruiz Sopeña, M.J. Rodríguez Recio, I. Sevilano, C. Ruiz Cosín

Dpto. Medicina Preventiva y Salud Pública. Universidad de Valladolid; Dirección General de Salud Pública y Consumo. Junta de Castilla y León; Dirección General de Planificación y Ordenación. Junta de Castilla y León.

**Antecedentes/objetivos:** La parotiditis es una enfermedad infecciosa producida por el virus de la parotiditis sujeta a declaración obligatoria (EDO) en Castilla y León. Antes de la introducción de la vacuna se presentaba de forma estacional con un pico en invierno-primavera y ciclos epidémicos cada 3-7 años. La incidencia de parotiditis descendió a partir de la consolidación del programa de vacunación frente a sarampión-rubéola-parotiditis (1985). En los últimos años, esta situación de baja incidencia se ha visto interrumpida por la aparición de brotes aislados de distinta magnitud y una desestructuración del patrón estacional. El objetivo de este estudio es describir la distribución espacial de la parotiditis y su evolución durante el período 1988-2006.

**Métodos:** Se plantea un estudio descriptivo-epidemiológico en términos de tiempo y lugar en la Comunidad Autónoma de Castilla y León. Se han empleado los datos de ocurrencia de la enfermedad por semana y municipio del registro numérico del Sistema de Enfermedades de Declaración Obligatoria. Los datos de población por municipios para los años estudiados se obtuvieron del INE. El análisis de la distribución geográfica se llevó a cabo a través del Sistema de Información Geográfica (SIG) para el Sistema Sanitario de Castilla y León (Shigea).

**Resultados:** En 1996 se observa como el brote ocurrido en León afecta a casi toda la provincia y posteriormente se extiende hacia el sur afectando a la provincia de Zamora, quedando León prácticamente libre de la enfermedad. Desde finales de los años 90 las áreas con una mayor incidencia se corresponden con brotes notificados y geográficamente más aislados, como los ocurridos en Avila, Palencia y Valladolid durante el año 2001, en Salamanca en el 2003 o en Segovia en 2005, sin embargo no afectan a la totalidad de las provincias. Durante el año 2006 se observa un patrón más errático, similar a la distribución a principios de los 90.

**Conclusiones:** Se observaron agregaciones municipales con un aumento de su tasa de incidencia. En las localizaciones afectadas por brotes, con posterioridad a los mismos, se observa una disminución de la incidencia, presumiblemente debido al agotamiento de sujetos susceptibles. La dispersión geográfica de la población en Castilla y León condiciona situaciones epidemiológicas muy diferentes dentro del territorio. Los SIG son una herramienta fundamental en el análisis epidemiológico y la toma de decisiones.

**ESTUDIO DE CEPAS DE NEISSERIA, CAUSANTES DE ENFERMEDAD MENINGOCÓCICA EN HUELVA. AÑOS 2003-2006**

F. Rivas Alcázar, M.L. Fajardo Rivas, J.L. Gurucelain Raposo, J.A. Vázquez Moreno, E. Martín García

*Delegación de Salud de Huelva, Servicio de Salud; Centro Nacional de Microbiología, Laboratorio de Mycobacterias.*

**Antecedentes/objetivos:** La enfermedad meningocócica, constituye una enfermedad de especial vigilancia no sólo por su tasa provincial y población a quien afecta, sino también por su trascendencia social y el especial esfuerzo y calidad que requiere su intervención comunitaria. Esto ha hecho que se extreme la atención en la identificación microbiológica de todas las Neisserias meningitidis (Nm) que provocan casos en la Provincia. Objetivo: Realizar un análisis descriptivo de los serosubtipos de cepas de Nm circulantes desde el año 2003 hasta el año 2006 en la provincia de Huelva, para caracterizar el patrón epidemiológico de las mismas.

**Métodos:** Estudio descriptivo de todos los subtipos de Nm que han producido casos entre los años 2003 a 2006. Los casos son todos los notificados al SVEA en la provincia de Huelva, procedentes de Centros Hospitalarios. El serosubtipado se ha realizado en el Laboratorio de referencia de Majadahonda, empleando la técnica de Anticuerpos Monoclonales.

**Resultados:** En los 4 años, se han declarado en Huelva, 69 casos de enfermedad meningocócica, de ellos, el 84,1% (58 casos) han sido producidos por NmB: 8,7% (6) NmC, 4,3% (3) por Nm no grupada y 2,9 (2) por NmW135. De todos ellos, ha sido posible el serosubtipado del 84%. De las NmB, se ha serosubtipado el 89,7% (52), con los siguientes resultados: el 57,7% (30) son NmB 4:P1.15 y de ellas un tercio con complejo clonal ET5, en otras 3 cepas no fue posible la identificación del tipo, pero el subtipo fue P1.15. El 11,5% (6) son NmB 15:P1.16 y las 13 restantes (25%), pertenecen a 12 subtipos distintos. Los casos provocados por la cepa NmB 4:P1.15, se han presentado en un 46,7% en el Distrito Sierra-Andévalo Central, 33,3% en el Distrito Huelva-Costa y en un 20% en el Condado. Todos los casos debidos a la cepa NmB 15:P1.16, han ocurrido en el Distrito Huelva-Costa en los 2 últimos años.

**Conclusiones:** Se evidencia la circulación de varias cepas de NmB, destacando la NmB 4:P1.15 en todo el periodo de estudio y la NmB 15:P1.16 en el último año. La determinación del serosubtipo, identifica el germen de forma que nos pueda orientar hacia la futura obtención de vacunas, experiencia llevada ya a cabo en distintos países europeos.

**COMUNICACIONES ORALES**

Miércoles, 17 de octubre de 2007  
9:00 a 11:00

**Salud ambiental**

*Modera: Koldo Cambra Contin  
Departamento de Sanidad. Gobierno Vasco*

**BROTE DE 146 CASOS DE LEGIONELOSIS EN PAMPLONA, 2006. CONTROL RÁPIDO Y AUSENCIA DE LETALIDAD**

J. Castilla, A. Barricarte, M. García Cenoz, C. Pelaz, B. Baladrón, S. Pineda, I. Martín, F. Irisarri

*Instituto de Salud Pública de Navarra; Programa de Epidemiología Aplicada de Campo, Centro Nacional de Epidemiología, Instituto de Salud Carlos III; Centro Nacional de Microbiología, Instituto de Salud Carlos III.*

**Antecedentes/objetivos:** Se han descrito numerosos brotes comunitarios de legionelosis asociados a torres de refrigeración y la normativa no ha conseguido controlarlos totalmente. En brotes grandes la letalidad puede superar el 10% y rara vez es inferior al 1%. El 1 de junio de 2006 se detectó un brote comunitario explosivo de legionelosis en el distrito 2 de Pamplona (22012 habitantes). Describimos su estudio y las intervenciones realizadas para su control.

**Métodos:** Se consideraron sólo casos de neumonía confirmados por radiología y antigenuria positiva para Legionella pneumophila. Se elaboró un protocolo para la detección prospectiva y retrospectiva de casos y su remisión a centros sanitarios para su confirmación y tratamiento. Se preguntó a todos por los lugares visitados durante el periodo de incubación. El 2 de junio se estudiaron las 31 torres de refrigeración y otras instalaciones de riesgo de la zona mediante pruebas rápidas y se recogieron muestras para cultivo en laboratorio.

**Resultados:** Se contabilizaron 146 casos confirmados de neumonía por Legionella. El 45% de los casos vivían en el distrito 2, el 50% lo habían visitado durante el periodo de incubación y el 5% vivían en distritos próximos. La edad media fue de 61 años (rango 21-97). El 52% requirieron hospitalización y el 5% cuidados intensivos, pero no hubo ningún fallecimiento. La mediana de tiempo entre el comienzo de síntomas y el diagnóstico fue de 3 días, y en el 95% fue menor de 7 días. Entre los residentes en el distrito 2, la tasa de ataque fue de 3 por 1000 habitantes, y en la sección 2 de este distrito alcanzó 14 por 1000. Se detectó el antígeno de Legionella en 4 torres, a pesar de que cumplían los controles exigidos por la legislación, y el mismo día 2 de junio se cerraron cautelarmente. Tres de ellas se confirmaron por cultivo, pero sólo en una situada en la sección 2 del distrito 2 se aisló una cepa que presentó un genotipo idéntico (AFLP y PFGE) a las 5 cepas aisladas de pacientes. El 12 de junio, 8 días después del cierre de las torres, se detuvo la aparición de nuevos casos.

**Conclusiones:** La actuación coordinada y urgente de los servicios de epidemiología y sanidad ambiental permitió el rápido control del foco. La temprana implantación de un protocolo de diagnóstico y manejo clínico de los casos contribuyó muy probablemente a la ausencia de letalidad. La legislación estatal podría ser insuficiente para garantizar la inocuidad de las torres de refrigeración, lo que ha llevado a elaborar una normativa autonómica que la complementa.

*Financiación: FIS P1061346; CIBERESP.*

**ASIGNACIÓN DE EXPOSICIÓN A CONTAMINACIÓN ATMOSFÉRICA POR NO<sub>2</sub> MEDIANTE MATRICES TIEMPO-ACTIVIDAD**

M. Estarlich, C. Íñiguez, A. Esplugues, R. Fernández-Patier, A. Cases, A. Aguirre, M. Rebagliato, F. Ballester

*CIBERESP; Escuela Valenciana de Estudios de la Salud; Centro Nacional de Sanidad Ambiental, ISCIII, Madrid; Universidad Miguel Hernández, Alicante.*

**Antecedentes/objetivos:** Los Sistemas de Información Geográfica (SIG) son una herramienta útil en la asignación de niveles de exposición a riesgos ambientales. Se presenta la metodología empleada para asignar niveles de exposición individual a contaminación atmosférica por dióxido de nitrógeno (NO<sub>2</sub>) a las mujeres embarazadas de la cohorte INMA-Valencia.

**Métodos:** La población de estudio son 855 mujeres embarazadas. Los niveles de NO<sub>2</sub> se monitorizaron en 93 puntos, en 4 campañas (1 por trimestre), con distancia entre nodos adecuada a cada tipo de zona (urbana, metropolitana, semiurbana y rural). La técnica utilizada para la predicción en localizaciones no muestreadas fue el Kriging Universal. La precisión se valoró mediante validación cruzada, mejorando la predicción a partir de variables de tráfico. En la semana 32 de embarazo, se realizó un cuestionario que incluía una pregunta sobre tiempo actividad. Se georeferenciaron los domicilios y los lugares de trabajo. Se consideraron matrices individuales de tiempo actividad en las que se obtuvo la predicción en diversos lugares (casa, trabajo y desplazamiento) y el tiempo pasado en ellos. Se propusieron tres modelos diferentes: 1. exposición en casa, 2. exposición en casa y en el trabajo y 3. exposición en casa, trabajo y desplazamiento.

**Resultados:** Se obtuvieron las coordenadas de 829 domicilios y 426 trabajos. El 82,5% de las mujeres han trabajado durante el embarazo. Las mujeres que no trabajan pasan un 82% de su tiempo en su domicilio, las que trabajan un 86% de su tiempo entre la casa (57%) y el trabajo (29%). Las medianas de NO<sub>2</sub> fueron: 35,7(P10-90:19,2-51,1) µg/m<sup>3</sup> para el modelo 1; 36,4(20,9-48,7) para el modelo 2 y 36,5 (21,1-48,7) para el modelo 3. Se encontró una diferencia relativa entre los modelos 1 y 2 del 1,6%(P10-90: 0-12,6) µg/m<sup>3</sup>, y entre los modelos 1 y 3 del 1,7%(0-12,7). Un 45,8% de las mujeres presentaron niveles de exposición a NO<sub>2</sub> por encima del valor límite establecido por la Unión Europea para la media anual (40 µg/m<sup>3</sup>).

**Conclusiones:** No se ha encontrado diferencias importantes al considerar sólo exposición en casa y teniendo en cuenta, además, la exposición en el trabajo y/o desplazamiento. Un porcentaje elevado de mujeres se encuentran expuestas a niveles de NO<sub>2</sub> por encima de los contemplados por la normativa europea. La asignación de niveles individuales de NO<sub>2</sub> permitirá analizar el posible efecto de la exposición prenatal a contaminación atmosférica sobre el desarrollo fetal.

*Financiación: Instituto de Salud Carlos III (G03/176), FIS-FEDER 03/1615, 04/1509 y 04/1112 y CIBERESP.*

**EXPOSICIÓN PRENATAL A MERCURIO Y FACTORES ASOCIADOS EN LA COHORTE MATERNO-INFANTIL INMA VALENCIA**

M. Murcia, R. Ramón, F. Ballester, M. Rebagliato, S. Llop, J. Vioque, X. Aginagalde, J. Ibarluzea, N. Ribas-Fitó et al

Universidad Miguel Hernández; EVES, Valencia; DG Salud Pública, País Vasco; CREAL, Barcelona.

**Antecedentes/objetivos:** Describir los niveles de mercurio total (T-Hg) en sangre de cordón de los niños de la cohorte INMA Valencia. Evaluar el papel del consumo de pescado y características maternas en esta exposición.

**Métodos:** Población: 253 recién nacidos de la cohorte INMA Valencia. Se midieron los niveles de mercurio total en sangre de cordón y se evaluó la ingesta de pescado a través de un cuestionario de frecuencia alimentaria a las 28-32 semanas de gestación. Se recogieron, mediante cuestionario, diferentes características maternas (variables sociodemográficas y de exposición). Se determinaron, mediante análisis de la covarianza, los niveles de mercurio ajustados por covariables según categorías de consumo de pescado: consumo ocasional o nulo, 1-3 veces al mes, 1 vez por semana, 2 o más veces por semana. Para el cumplimiento de las hipótesis del modelo, se utilizó la transformación logarítmica de los niveles de mercurio.

**Resultados:** La media geométrica de mercurio en sangre de cordón fue de 9,9 µg/l (IC95%: 9,0-10,8). En el modelo ajustado se incluyeron todos los pescados, así como aquellas variables sociodemográficas que permanecieron significativas. La edad de la madre se asocia positivamente con los niveles de mercurio, otros factores independientemente asociados fueron el origen de la madre, el consumo de tabaco y la estación en el parto. La media geométrica ajustada para las consumidoras habituales de pescado azul grande fue de 12,7 (IC: 9,5-16,9), frente a los 8,0 µg/l (IC: 7,0-9,1) que presentaron las consumidoras esporádicas. También el consumo elevado de pescado blanco y pescado frito variado se asociaron independientemente con el nivel de mercurio en sangre de cordón.

**Conclusiones:** Los niveles de mercurio son similares a los de poblaciones con alto consumo de pescado (Japón, Taiwán, Hong Kong) y más elevados que los de otras poblaciones europeas. El principal factor asociado a estos niveles es el consumo de pescado, especialmente de grandes especies, por lo que sería recomendable la monitorización de los niveles de mercurio de los pescados más consumidos. La determinación de la exposición en las cohortes INMA ayudará a evaluar el papel del mercurio en el desarrollo fetal e infantil, teniendo en cuenta posibles interacciones (ácidos grasos del pescado, otros tóxicos).

**Financiación:** G03/176, FIS-FEDER 04/1112, FIS 03/1615, FIS 04/1509, RCESP C03/09.

**MAPAS DE NIVELES DE NO<sub>2</sub> EN LA CIUDAD DE VALENCIA. PROYECTO MEDEA**

M. Estarlich, E. Mantilla, C. Íñiguez, O. Zurriaga, A. Nolasco, F. Ballester

CIBERESP; Escuela Valenciana de estudios para la Salud (EVES); Centro de Estudios Ambientales (CEAM); Conselleria de Sanitat; USI, Universidad de Alicante.

**Antecedentes/objetivos:** El objetivo de esta comunicación es presentar el mapa de los niveles de NO<sub>2</sub> en la ciudad de Valencia mediante técnicas de suavizado espacial.

**Métodos:** Los niveles de NO<sub>2</sub> se obtuvieron en 3 campañas diferentes (febrero y noviembre del 2002, abril del 2004) de 7 días utilizando captadores pasivos. El área de medición constituye un rectángulo de 11 × 9 km en el que queda incluida toda el área urbana de Valencia, con distancia aproximada entre nodos de 1 km. Se tomaron medidas adicionales en algunos de los municipios periféricos más importantes alrededor del rectángulo, lo que permite eliminar el efecto frontera. Se utilizó Kriging Universal para la predicción en localizaciones no muestreadas. Se valoró la precisión del método mediante validación cruzada. Las predicciones del kriging fueron comparadas con las de a) el captador más próximo y b) la media ponderada por el inverso de la distancia de los captadores más próximos en un radio de 1 km para los captadores situados en el casco urbano de la ciudad y de 6 km para los situados en la periferia.

**Resultados:** Las medianas (P10, P90) de los niveles registrados de NO<sub>2</sub> fueron: 37,2 (22,9-66,2), 48,75 (37,5-62,9) y 38,2 (27,7-52,7) µg/m<sup>3</sup> para las campañas de febrero02, noviembre02 y abril04 respectivamente. La validación cruzada mostró un error relativo de 9,1, 12,1, 12,6% para la estimación del kriging en cada campaña. La suavización funcionó mejor como predictor que el captador más próximo en todas las campañas. Respecto al promedio de las medidas de los captadores en un entorno, el error relativo de la suavización fue algo superior en la campaña de noviembre (10,7%). En los mapas de predicción se observó un núcleo central de valores un 50% más elevados, que coincide precisamente con el centro del casco urbano de la ciudad, y un gradiente de disminución hacia la periferia.

**Conclusiones:** Mediante el kriging se obtuvo una buena predicción de niveles de NO<sub>2</sub> en la zona de estudio. En los mapas de predicción se observa un patrón espacial con niveles más altos en el centro de la ciudad. El suavizado resultó excesivo en la campaña de noviembre donde los niveles son más elevados. El hecho de conseguir en noviembre una mejor predicción con el promedio de captadores más próximos es indicativo de la buena exhaustividad de nuestro enrejado de medición. Dicha exhaustividad permitirá añadir información a nivel censal de Sistemas de Información Geográfica (SIG) públicos (tráfico, densidad de población, etc.).

**Financiación:** FIS-FEDER 04/0170.

**ESTUDIO DE LA ASOCIACIÓN ENTRE CONTAMINACIÓN ATMOSFÉRICA Y MORTALIDAD EN LAS PALMAS DE GRAN CANARIA Y SANTA CRUZ DE TENERIFE**

N. Peral, E. López-Villarrubia, M.D. García, M.L. Pita, C. Íñiguez, F. Ballester

D. Gral. de Salud Pública del Gobierno de Canarias; Escuela Valenciana de Estudios para la Salud (EVES); Conselleria de Sanitat. G.V.; CIBERESP.

**Antecedentes/objetivos:** Evaluar el impacto a corto plazo de la exposición a contaminación atmosférica (CA) sobre la mortalidad diaria en las dos ciudades más pobladas de las Islas Canarias, Las Palmas de Gran Canaria (LPGC, 375.000 habitantes) y Santa Cruz de Tenerife (SCTF, 200.000 hab.), altamente afectadas por intrusiones estacionales de polvo africano.

**Métodos:** El número diario de muertes por todas las causas excluyendo externas, por causas circulatorias y por causas respiratorias se obtuvo del registro de mortalidad. Los datos sobre partículas (PM10, PM2,5), SO<sub>2</sub>, NO<sub>2</sub>, CO y ozono fueron proporcionados por la red regional de contaminación del aire. El período de estudio es 2000-04, excepto para PM2,5 (2001-04). En cada ciudad y causa, se utilizaron como indicadores de contaminación el promedio y el máximo diario para todos los contaminantes y el máximo de las medias móviles de 8 h para CO y ozono. La asociación se analizó mediante modelos GAM de Poisson con p-splines como funciones de suavizado controlando sobre-dispersión. El grado de suavizado se fijó mediante validación cruzada generalizada. Se controló tendencia y estacionalidad y la confusión por variables de calendario, gripe, temperatura, humedad y presión atmosférica. De existir autocorrelación seriada, se corrigió mediante la introducción de retardos de la variable respuesta. El contaminante fue introducido linealmente en los modelos, se examinó el efecto retardado hasta tres días para todos los indicadores. Para partículas, se realizó un análisis adicional excluyendo los días con PM10 > 100 µg/m<sup>3</sup> y PM2,5 > 50 µg/m<sup>3</sup>.

**Resultados:** El mayor nivel de PM10 durante un episodio en este período fue 600 µg/m<sup>3</sup> en ambas ciudades. En SCTF, un incremento de 10 µg/m<sup>3</sup> en los niveles de PM10 se asoció con un incremento del 0,44% (-0,14, 1,03%), 0,49% (-0,43, 1,23%), y 2,11% (0,49, 3,75%), en el número total de defunciones, por causas circulatorias y respiratorias, respectivamente. Al excluir las concentraciones altas, se encontró efecto de PM10 en las dos ciudades. El SO<sub>2</sub> se asoció significativamente con la mortalidad total: un incremento de 10 µg/m<sup>3</sup> se asoció con un incremento en la mortalidad total de 6,27% (1,16, 11,60%) en LPGC y 1,99% (0,17, 3,84%) en SCTF. En LPGC se encontró efecto del ozono. El resto de contaminantes no mostró asociación significativa.

**Conclusiones:** Se encontró una asociación entre CA y mortalidad en ambas ciudades. Cuando los niveles altos de PM fueron excluidos, la magnitud de la relación entre mortalidad y partículas fue superior indicando una relación no lineal.

**Financiación:** Fundación Canaria de Investigación y Salud (FUNCIS 2006).

**RIESGO DE SÍNTOMAS RESPIRATORIOS EN NIÑOS POR ASISTENCIA A PISCINAS**

L. Font, C.M. Villanueva, J.O. Grimalt, M. Kogevinas

Centro de Investigación en Epidemiología Ambiental (CREAL); IIQAB del CSIC.

**Antecedentes/objetivos:** El ambiente de las piscinas cubiertas contiene desinfectantes y subproductos de la desinfección con potencial irritante. Se ha postulado que estos compuestos podrían causar un daño respiratorio en los bañistas incluyendo enfermedades como el asma. Los objetivos del estudio son 1) evaluar la asociación entre asistencia a piscinas y síntomas respiratorios en niños y 2) conocer los niveles de los subproductos de la desinfección en las piscinas de la población de estudio.

**Métodos:** Se hizo un estudio transversal en los alumnos de 4<sup>o</sup>, 5<sup>o</sup> y 6<sup>o</sup> de primaria del municipio de Sabadell, Barcelona, (n = 6056). A través de las escuelas se administró un cuestionario a todos los padres, sobre síntomas respiratorios de los alumnos (sibilancias en los últimos 12 meses, alguna vez asma), asistencia a piscinas actualmente (natación o waterpolo) y otras variables potencialmente confusoras (sexo, nivel educativo de los padres, tabaco pasivo, hermanos y lactancia materna). Calculamos odds ratios (OR) e intervalos de confianza al 95% (IC95%) mediante regresión logística. Paralelamente se analizaron trihalometanos (THM) en el agua de todas las piscinas del municipio (n = 10), como marcadores de los subproductos de la desinfección.

**Resultados:** Se recuperaron 3.320 cuestionarios (respuesta del 54,8%), junto con los consentimientos informados de los padres. El 10% de los niños había tenido sibilancias durante el último año, el 24% hacía natación o waterpolo actualmente y el 7% había tenido alguna vez asma. Tener sibilancias en el último año se asociaba positivamente con haber tenido asma, bajo nivel educativo de los padres, no tener hermanos y asistencia a piscinas. Los niños que acudían a la piscina actualmente tenían una OR de tener sibilancias de 1,20 (IC95%: 0,92-1,56). El estimador no variaba al ajustar por cada una de las variables potencialmente confusoras ni al estratificar por alguna vez asma. La proporción de niños con sibilancias aumentaba con la frecuencia de asistencia a piscinas, aunque esta relación dosis-respuesta no era lineal. Dichos resultados no variaron al excluir las escuelas con baja tasa de respuesta. Los valores medios de THM en el agua eran de 92 µg/L en las piscinas cloradas y 109 µg/L en las bromadas.

**Conclusiones:** La cuarta parte de la población infantil analizada asiste actualmente a la piscina, donde se expone a una concentración alta de subproductos de la desinfección. Aunque de forma no estadísticamente significativa, los niños que asisten a piscinas tienen un 20% más de riesgo de tener sibilancias. El diseño transversal del estudio no permite descartar una posible causalidad inversa. Éste es el primer estudio en España sobre este tema de gran relevancia para la salud pública.

**VALORACIÓN DEL 1-HIDROXIPIRENO COMO MARCADOR DE EXPOSICIÓN A CONTAMINACIÓN ATMOSFÉRICA EN EMBARAZADAS. PROYECTO INMA-VALENCIA**

S. Llop, F. Ballester, A. Manrique, J. Ibarluzea, R. Fernández-Patier, R. Ramón, M. Estarlich, A. Esplugues, M. Rebagliato et al

*Escuela Valenciana de Estudios en Salud; CIBERESP; Subdirección de Salud Pública de Guipúzcoa; Instituto de Salud Carlos III; Universidad Miguel Hernández.*

**Antecedentes/objetivos:** Existen evidencias de que la exposición prenatal a Hidrocarburos Aromáticos Policíclicos (HAP) está relacionada con retraso de desarrollo fetal y neurológico. El 1-hidroxipireno (OHP), un metabolito del pireno, ha sido utilizado como un marcador de exposición a HAP. El Proyecto INMA evalúa los efectos de la contaminación ambiental y de la dieta sobre el desarrollo pre y postnatal en varias cohortes de embarazadas y sus hijos. Se describen los niveles de OHP en orina en una submuestra de mujeres de la cohorte de Valencia, así como su correlación con variables de contaminación atmosférica.

**Métodos:** La población de estudio es una submuestra de 168 mujeres de la cohorte INMA-Valencia (n = 855). Entre su semana 10-13 de gestación se obtuvo una muestra de orina en la que se analizó el OHP. La técnica analítica utilizada fue Cromatografía Líquida de Alta Resolución con detección fluorimétrica. Se ajustaron los resultados por creatinina. Durante el embarazo cumplimentaron dos cuestionarios donde se recogió información sociodemográfica y de consumo de tabaco. Se compararon las distribuciones de los niveles de OHP según variables sociodemográficas y de exposición mediante pruebas no paramétricas. Se construyeron indicadores de contaminación atmosférica en los días previos a la recogida de orina (exposición a corto plazo), Red de Vigilancia. Para la exposición crónica se construyó un indicador de nivel promedio de NO<sub>2</sub> a partir de mediciones trimestrales en toda el área de estudio.

**Resultados:** Se detectó OHP en un 82,14% de las muestras. La mediana es de 0,071 µmol/mol creatinina. Las mujeres fumadoras presentan un nivel más alto de OHP (0,105) que las no fumadoras (0,082, p < 0,01). Se encontró una correlación significativa con los indicadores de contaminación de unos pocos días atrás. El coeficiente rho de Spearman fue: 0,28 con la media de SO<sub>2</sub> y de TSP de los cinco días previos a la toma de muestra (p < 0,01) y 0,31 con la media de CO de dos días previos a la toma de muestra (p < 0,01). La correlación no resultó significativa con el promedio de NO<sub>2</sub> para todo el periodo a estudio.

**Conclusiones:** Los niveles de OHP son más bajos que los obtenidos en poblaciones expuestas, y similares a los de estudios poblacionales. La correlación es más alta con las mediciones de unos días atrás que con las concentraciones medias de todo el año. El OHP puede ser un marcador aceptable de contaminación atmosférica a corto plazo, pero su utilidad es menor para evaluar exposición crónica.

**Financiación:** Instituto de Salud Carlos III (G03/176), FIS-FEDER 03/1615, 04/1509 y 04/1112 y Conselleria de Sanitat (p014/2006).

**EVALUACIÓN DEL BENEFICIO POTENCIAL EN MORTALIDAD DE DIFERENTES ESCENARIOS DE REDUCCIÓN DE PM<sub>2,5</sub> EN 26 CIUDADES EUROPEAS**

F. Ballester, S. Medina, E. Boldo, C. Íñiguez, M. González-Cabré, K. Cambra, A. Daponte, L. López, N. Kunzli et al

*Escuela Valenciana Estudios en Salud; Institut Veille Sanitaire; ISCIII-CNE; ASP Barcelona; DGSP País Vasco; EASP Granada; DGSPyA Madrid; ICREA y CREAL; CIBERESP.*

**Antecedentes/objetivos:** Existe un debate respecto a la elección de los valores límite de partículas que deben ser incluidos en la nueva Directiva sobre Calidad del Aire de la Unión Europea (UE). Las propuestas de la Comisión y el Parlamento Europeo contemplan una media anual de partículas finas (PM<sub>2,5</sub>) de 25 y 20 µg/m<sup>3</sup>, respectivamente, mientras que la OMS establece 10 µg/m<sup>3</sup> en sus Guías de Calidad del Aire, y la Agencia de Protección Ambiental de EEUU ha establecido el límite en 15 µg/m<sup>3</sup>. El objetivo es comparar los beneficios potenciales en mortalidad prevenida considerando distintos escenarios de reducción de niveles anuales de PM<sub>2,5</sub> en 26 ciudades europeas participantes en el programa APHEIS, entre las que se encuentran Barcelona, Bilbao, Madrid y Sevilla.

**Métodos:** Los datos sobre concentración de partículas (PM<sub>10</sub>), mortalidad y población se obtuvieron de las ciudades participantes (población total: 41 millones). A partir de los niveles de PM<sub>10</sub> se estimó la concentración de PM<sub>2,5</sub> con un factor de conversión local o, en su ausencia, por defecto. Los escenarios contemplados fueron para una reducción del promedio anual de PM<sub>2,5</sub> a 25, 20, 15 y 10 µg/m<sup>3</sup>. La Evaluación de Impacto en Salud (EIS) se realizó con funciones de concentración-respuesta (FCR) para mortalidad por todas las causas del estudio de cáncer de EEUU (Pope et al 2002).

**Resultados:** Para el conjunto de ciudades la EIS indica que, reducir los niveles de PM<sub>2,5</sub> a 25, 20, 15 y 10 µg/m<sup>3</sup> podría contribuir, respectivamente, a una reducción (expresada en porcentaje) de un 0,4 (IC95% 0,1-0,8), 0,8 (0,2-0,8), 1,6 (0,4-3,1) y 3,0 (0,8-5,8)% de la mortalidad prematura entre los mayores de 30 años. Es decir, una reducción de los niveles de los promedios anuales de PM<sub>2,5</sub> hasta 15 µg/m<sup>3</sup> podría prevenir cuatro veces más de defunciones prematuras que una reducción de hasta sólo 25 µg/m<sup>3</sup>. En las ciudades españolas la reducción en mortalidad en el escenario de reducción PM<sub>2,5</sub> a 15 µg/m<sup>3</sup> sería del 3,5 en Barcelona, 2,6 en Bilbao, 0,8 en Madrid y 3,1% en Sevilla.

**Conclusiones:** Aceptando la relación causal entre PM<sub>2,5</sub> y mortalidad, puede concluirse que, manteniéndose el resto de condiciones (estructura demográfica, otros determinantes, etc.), si los niveles de PM<sub>2,5</sub> se redujeran en las ciudades europeas se obtendría un beneficio importante en términos de mortalidad prematura. Dicho beneficio aumenta exponencialmente cuanto más se reducen los niveles de PM<sub>2,5</sub>. Si el objetivo de la nueva Directiva de la UE es la protección de la salud, se deberían adoptar valores límite más exigentes, como propone la OMS.

**CALIDAD DE VIDA RELACIONADA CON LA SALUD EN EL LARGO PLAZO ENTRE LOS EXPUESTOS AL VERTIDO DEL PRESTIGE**

J.M. Carrasco, B. Pérez-Gómez, N. Aragonés, V. Lope, M.J. García-Mendizábal, P. Guallar-Castillón, G. López-Abente, F. Rodríguez-Artalejo, M. Pollán

*Unidad de Apoyo a la Investigación. CH La Mancha-Centro (Ciudad Real); Área de Epidemiología Ambiental y Cáncer. Centro Nacional de Epidemiología. ISCIII; Departamento de Medicina Preventiva y Salud Pública. Universidad Autónoma de Madrid; CIBER de Epidemiología y Salud Pública (CIBERESP).*

**Antecedentes/objetivos:** Analizamos la asociación de la exposición al vertido de fuel-oil del Prestige, ocurrido en 2002, con la calidad de vida relacionada con la salud (CVRS) a largo plazo.

**Métodos:** En 2005 se reencuestó a las 2700 personas, seleccionadas mediante muestreo aleatorio estratificado por edad y sexo, incluidas en un estudio de 2003 en el que se evaluaba la influencia a medio plazo. Se consideraron 4 criterios de exposición al vertido: alteración de actividades de ocio, alteración de actividades profesionales, daños en propiedades y contacto directo con el fuel-oil. Para valorar la CVRS se utilizaron los cuestionarios SF-36, GHQ-28, HADS y EADG. La asociación entre exposición y CVRS subóptima se resumió mediante odds ratios (OR) obtenidos por regresión logística, ajustados por el resto de criterios de exposición, edad, sexo, zona de residencia (costa o interior), situación laboral, estudios, tabaco y número de enfermedades crónicas.

**Resultados:** Tres años después del vertido, la alteración de las actividades profesionales se asoció a mayor frecuencia de valores subóptimos en la escala de rol emocional (OR 2,02; IC95% 1,25-3,25) del SF-36 y de depresión del HADS (OR 2,30; IC95% 1,00-5,33). La alteración de las actividades de ocio se asoció a peor valoración en las dimensiones de rol físico (OR 1,54; IC95% 1,07-2,24), dolor corporal (OR 1,39; IC95% 1,07-1,81) y rol emocional (OR 1,64; IC95% 1,03-2,61) del SF-36, y en la subescala de ansiedad del HADS (OR 1,53; IC95% 1,04-2,24). Por último, los que sufrieron daños en sus propiedades presentaron mayor frecuencia de valores subóptimos en las escalas físicas del SF-36 y en las subescalas de ansiedad del HADS y de la EADG (OR 2,59; IC95% 1,05-6,39 y OR 2,12; IC95% 1,17-3,86, respectivamente).

**Conclusiones:** El daño de propiedades por el vertido de fuel-oil se asoció a peor CVRS, tanto en dimensiones físicas como psíquicas. La alteración de las actividades profesionales y de ocio se acompañó de rol emocional y salud mental subóptimos tres años después del vertido, no apreciados en la encuesta realizada un año después del mismo. Ello podría deberse a la persistencia de daños en el entorno y a la disminución de las actividades asociadas a la reparación de los daños causados por el vertido. Finalmente, no se observó asociación entre el contacto directo con el fuel-oil y la calidad de vida.

**Financiación:** Financiado por la Dirección General de Salud Pública del Ministerio de Sanidad y Consumo.

## COMUNICACIONES ORALES

Miércoles, 17 de octubre de 2007  
9:00 a 11:00

### Mortalidad y cáncer

*Moderador: José M. Mayoral Cortés*  
*Consejería de Sanidad. Junta de Andalucía*

#### DESIGUALDADES SOCIOECONÓMICAS EN LA MORTALIDAD POR CÁNCER EN 11 CIUDADES ESPAÑOLAS- PROYECTO MEDEA

R. Puigpinós, G. Cano-Serral, M. Rodríguez-Sanz, C. Borrell, IN Proyecto MEDEA

*Agència de Salut Pública de Barcelona.*

**Antecedentes/objetivos:** El objetivo de este estudio es describir las desigualdades en la mortalidad por los principales tipos de cáncer en hombres y mujeres entre los años 1996 y 2003 en 11 ciudades españolas: Alicante, Barcelona, Bilbao, Castellón, Córdoba, Madrid, Málaga, Sevilla, Valencia, Vigo y Zaragoza.

**Métodos:** Estudio ecológico transversal que utiliza la sección censal como unidad espacial de análisis. La población estudiada es la residente en las 11 ciudades durante el período 1996-2003. Las fuentes de información fueron los registros de mortalidad y el Instituto Nacional de Estadística. Se calculó la Razón de Mortalidad Estandarizada (RME) para los tipos de cáncer más importantes, a partir de la población de España del 2001 y se suavizaron para controlar la inestabilidad estadística que se produce en las áreas poco pobladas, utilizando un modelo Bayesiano (Besag, York y Mollié-BYM) en el que las muertes observadas siguen una distribución de Poisson. En los modelos BYM, se utilizó como variable independiente un índice de privación (IP) compuesto por las variables: desempleo, baja instrucción, baja instrucción entre los 16 y 29 años, trabajadores manuales y trabajadores temporales. Este IP se introdujo en el modelo de forma continua normalizado con media 0 y desviación típica 1. Se calculó el Riesgo Relativo (RR) de mortalidad según privación socioeconómica así como Intervalo de Credibilidad (IC) al 95% para cada tipo de cáncer estudiado tanto en hombres como en mujeres. Se calcularon los percentiles 25, 50 y 75 de privación para las distintas ciudades.

**Resultados:** Las ciudades que presentan el percentil 75 más alto del IP fueron Vigo, Zaragoza, Madrid, Bilbao, Sevilla y Valencia (entre 0,69 y 0,61). En el caso de los hombres, el cáncer de laringe, estómago y pulmón, son los que presentan mayor desigualdad en casi todas las ciudades, con IC significativos, si bien se solapan entre ciudades. El cáncer de próstata afecta más a los hombres de secciones censales con menor IP. En las mujeres, el cáncer de estómago presenta RR mayores de 1 en todas las ciudades a excepción de Alicante. Destaca la mayor mortalidad en las mujeres de secciones censales con menor IP en casi todas las ciudades si bien de manera no significativa, en el cáncer de mama y colon y significativa para el de pulmón en 7 de 11 ciudades.

**Conclusiones:** En general las desigualdades en mortalidad por cáncer en las distintas ciudades estudiadas siguen un mismo patrón. Aun así, la distinta dirección que la desigualdad presenta para determinados tipos de cáncer en distintas ciudades, puede aportar información valiosa si se complementa con un estudio de la presencia de los factores de riesgo asociados.

**Financiación:** Financiación: Proyecto financiado por el Fondo de Investigación Sanitaria y CIBERESP.

#### EVOLUCIÓN DE LAS DESIGUALDADES EN EL CRIBADO DE MAMA Y CÉRVIX EN LAS MUJERES DE BARCELONA: ¿POBLACIONAL O OPORTUNISTA?

M. Pons-Vigués, M. Rodríguez-Sanz, G. Pérez, C. Borrell  
*Agència de Salut Pública de Barcelona.*

**Antecedentes/objetivos:** A partir de los años 70 se han ido implantando en casi todos los países del mundo desarrollado programas de detección precoz de determinados tipos de cáncer. El principal objetivo en salud de estos programas, ya sean poblacionales o oportunistas, es la reducción de la mortalidad, pero otra contribución muy importante también, es la reducción en las desigualdades socioeconómicas. El objetivo de este estudio, es describir la tendencia en las desigualdades en el control periódico de mama y cérvix que llevan a cabo las mujeres de Barcelona de 50 a 69 años y de 35 a 50 respectivamente, entre los años 1992 y 2006.

**Métodos:** Estudio de tendencias con 3 cortes transversales, 1992, 2000 y 2006, siendo la población de estudio las mujeres de Barcelona y el instrumento de medida las encuestas poblacionales de salud de Barcelona en dichos años. En todas ellas se ha estudiado la realización de manera regular de mamografías y citologías en los grupos de edad de población diana y se ha comparado según la clase social, calculando la Razón de Probabilidad (RP) y la Diferencia Absoluta (DP) entre las clases sociales I-II y IV+V y sus Intervalos de Confianza (IC) al 95%. La clase social, se estableció a través de la ocupación, según la adaptación española del British Registrar General propuesta por la SEE.

**Resultados:** Entre los años 1992, 2000 y 2006, el número de mujeres de 50 a 69 años que realizan mamografías periódicas ha pasado de 24,7 a 71,9 y 86,9% respectivamente; las citologías periódicas en las de 35 a 50 años, ha pasado de 67,9 a 85,2 y 78,2% respectivamente. En cuanto a la RP entre las mujeres de clase social I-II y las de clase IV+V en control mamográfico, en ningún caso han sido significativos y la tendencia ha sido a la disminución, pasando de una RP de 1,4 a 1,09 y una DP de 8,5 a 7,4. En el caso de las citologías, las DP observadas, han sido más altas que en el caso de las mamografías y han aumentado, ya que pasan de 13,9 a 14,3 respectivamente. Respecto a las RP, si bien en 1992 con un valor de 1,23 era más baja a la encontrada para las mamografías, se ha mantenido estable y no ha disminuido, ya que en el 2006 es de 1,2. Los IC muestran que en ningún caso, las tendencias observadas presentarían diferencias significativas.

**Conclusiones:** Los resultados obtenidos muestran que en los últimos años ha aumentado el control mamográfico y citológico de las mujeres. Por otro lado, en el caso del control mamográfico, las desigualdades de clase han disminuido si bien en el caso de las citologías se ha mantenido estable. Todo ello hace pensar que el cribado poblacional favorece la reducción de las desigualdades en mayor medida que el oportunista.

#### MORTALIDAD MUNICIPAL POR CÁNCER DE OVARIO EN ESPAÑA

V. Lope, M. Pollán, R. Ramis, B. Pérez-Gómez, N. Aragonés, S. Perdomo, E. Boldo, E. Vidal, G. López-Abente

*CIBER en Epidemiología y Salud Pública (CIBERESP); Área de Epidemiología Ambiental y Cáncer, Centro Nacional de Epidemiología, Instituto de Salud Carlos III.*

**Antecedentes/objetivos:** El cáncer de ovario presenta una baja pero creciente incidencia en España. La mortalidad debida a este tumor ha aumentado en la última década un 2,42% anual, alcanzando en el año 2004 una tasa ajustada por la población europea de 6,19 por 100.000 mujeres. El objetivo de este estudio es mostrar la distribución municipal de la mortalidad por cáncer de ovario usando modelos espaciales de análisis de áreas pequeñas.

**Métodos:** Como fuente de casos se utilizaron los registros de defunciones para el período 1989-1998 por municipios proporcionados por el Instituto Nacional de Estadística. Las poblaciones se han obtenido del censo de 1991 y del padrón 1996. Se han calculado los riesgos relativos suavizados (RRs) de los 8077 municipios españoles utilizando el modelo de Besag, York y Mollié. Los modelos se ajustaron mediante métodos bayesianos de simulación Markov chain Monte Carlo. Se han representado en mapas municipales las razones de mortalidad estandarizadas, RRs y la distribución de la probabilidad posterior de que los RRs sean superiores a 1.

**Resultados:** Durante el periodo de estudio se han registrado 13.869 defunciones por cáncer de ovario en 2.718 municipios españoles. La probabilidad de morir por este tumor antes de los 85 años en el periodo de estudio fue del 0,74%, lo que supuso el 4% de las muertes por cáncer en mujeres. Las áreas que presentan una mayor mortalidad por esta causa se concentran en Cataluña (destacando la comarca de Osona), Asturias y norte de las provincias de La Coruña y Lugo. Además de estas zonas, se aprecia un exceso de mortalidad en los municipios costeros de Huelva y Cádiz, zona occidental de Sevilla y en las islas de Tenerife, El Hierro e Ibiza. La menor mortalidad se presenta en las Rías Bajas y en Andalucía Oriental.

**Conclusiones:** A la hora de interpretar estos resultados hay que tener en cuenta que la mortalidad por cáncer de ovario está infracertificada en nuestro país. Factores de riesgo bien establecidos como la edad, los antecedentes familiares y factores reproductivos, así como la dieta, la exposición a radiaciones ionizantes, a asbesto y a otros factores ambientales hasta el momento desconocidos podrían jugar algún papel en el patrón geográfico detectado. Los estudios geográficos de áreas pequeñas son instrumentos eficaces para detectar zonas de riesgo que a menor escala pueden aparecer enmascaradas.

**ANÁLISIS DE LA MORTALIDAD POR CÁNCER Y EXPOSICIÓN A CONTAMINACIÓN INDUSTRIAL EN MUNICIPIOS DEL CAMPO DE GIBRALTAR**

E. Benítez, G. López-Abente, A. Escolar, M.C. Olvera, M. Ruiz  
*Registro Cáncer Poblacional Cádiz; Área de Epidemiología Ambiental y Cáncer. Centro Nacional de Epidemiología. Instituto Salud Carlos III; Registro Mortalidad Andalucía.*

**Antecedentes/objetivos:** El Registro Europeo de Emisiones Contaminantes (EPER) recoge emisiones industriales al aire y agua de 50 contaminantes y es creado por decisión de la Comisión Europea. El polo industrial del Campo de Gibraltar constituye uno de los más importantes de España, concentrado en la industria petroquímica y en la producción y transformación de metales. El objetivo es evaluar el riesgo de muerte por cáncer en relación con el grado de exposición a contaminantes ambientales (focos contaminantes) incluidos en el EPER en municipios del campo de Gibraltar.

**Métodos:** Estudio ecológico sobre muerte por cáncer. Las defunciones observadas durante el periodo 1992-2002 han sido facilitadas por el registro de Mortalidad de Andalucía. Las defunciones esperadas se han calculado tomando como referencia la mortalidad por cáncer y sexo del conjunto de Andalucía para periodo 92-2002. La exposición se ha medido como la distancia desde el centro de la sección censal hasta el foco contaminante (industria), es categorizada tomando como corte una distancia de 5000 metros. Se ha estimado los RR para tipos industriales a través de estimaciones bayesianas, mediante el modelo de Besag York y Mollie, usando técnicas de simulación de Monte Carlo mediante Cadenas de Markov. Se han utilizado 100000 iteraciones. La presencia de industrias contaminantes se ha introducido como variable explicativa y como posible variable confusora un indicador complejo de nivel socioeconómico (ISNSE) (construido mediante análisis factorial a partir de las variables porcentaje de analfabetos, porcentaje de parados, porcentaje de trabajadores manuales) dividido en quintiles. De las 11 industrias presentes en el polo industrial, debido a su proximidad, se han elegido tres (producción de productos básicos de hierro y acero, producción energía eléctrica y refinería de petróleo). Se compararon modelos con la variable explicativa proximidad al foco contaminante (un modelo por cada industria) y nivel socioeconómico del individuo.

**Resultados:** Por tipos de industrias, sólo se mostraron diferencias en la mortalidad por cáncer para una de ellas (productora de energía eléctrica) y en hombres, después de ajustar por nivel socioeconómico. Se presentan los mapas de riesgo de mortalidad suavizada para los modelos con variable nivel socioeconómico, y distancia al foco ajustada por nivel socioeconómico.

**Conclusiones:** Las diferencias encontradas en la mortalidad por cáncer en los municipios del Campo de Gibraltar se deben principalmente a las desigualdades socioeconómicas, no encontrando cambios importantes del riesgo de mortalidad global por cáncer en función de la distancia a la industria (foco contaminante).

**TENDENCIA DE LAS PRINCIPALES CAUSAS DE MUERTE EN LA RIOJA, PERIODO 1980 A 2005**

E. Ramalle-Gómara, N. Izco Goñi, C. Quiñones Rubio, M.E. Lezaun Larumbe, M. Perucha González  
*Servicio de Epidemiología y Prevención Sanitaria de La Rioja.*

**Antecedentes/objetivos:** Las tasas ajustadas de mortalidad general (para el conjunto de todas las causas) han experimentado un descenso desde 1991 en La Rioja. Alrededor del 70% del total de fallecimientos son debidos a seis causas: Enfermedades del corazón, Tumores malignos, Accidente cerebrovascular (ACV), Diabetes mellitus, Enfermedad pulmonar obstructiva crónica (EPOC) y Accidentes. El objetivo del estudio es analizar la evolución de estas seis principales causas de muerte en La Rioja entre los años 1980 y 2005.

**Métodos:** Los fallecimientos proceden del Instituto Nacional de Estadística para el periodo 1980 a 1990 y del registro de Mortalidad de La Rioja a partir de 1990. Los códigos de la clasificación internacional de enfermedades (CIE) han sido: Para CIE-9 (de 1980 a 1998): Enfermedades del corazón (390 a 398, 402, 404, 410-429), Tumores malignos (140-208 y 238.6), ACV (430 a 438), Diabetes mellitus (250), (EPOC) (490 a 496) y Accidentes (800-949). Para CIE-10 (desde 1999): Enfermedades del corazón (I00 a I09, I11, I13 y I20 a I51), Tumores malignos (C00 a C97), ACV (I60 a I69), Diabetes mellitus (E10-E14), EPOC (J40 a J47) y Accidentes (V01 a X59 y Y85 a Y86). Se han calculado tasas ajustadas por edad y sexo para cada año, utilizando el método directo y empleando la población estándar europea. Los cambios en la tendencia y el porcentaje anual de cambio (PAC) han sido estimados mediante regresión de joinpoint.

**Resultados:** Durante el periodo 1980 a 2005 se produjeron en La Rioja 63728 fallecidos, de los que 44791 (70,3%) lo fueron por alguna de las seis causas seleccionadas. Las tasas ajustadas son más elevadas en varones que en mujeres, excepto para la diabetes mellitus que son prácticamente iguales. Las cuatro primeras causas coinciden en ambos sexos y son, en este orden: Tumores malignos, enfermedades del corazón, ACV y accidentes. EPOC y diabetes mellitus son la quinta y sexta causa en varones y en mujeres estas dos últimas causas se invierten. Los PAC para todo el periodo han sido: En mujeres: Accidentes: 1,45\*; ACV: -4,38\*, Tumores malignos: -0,37\*, Enfermedades del corazón: -1,87\*; Diabetes: -0,94; EPOC -3,08\*. En varones: Accidentes: 1,77\*; ACV: 0,55\*, Tumores malignos: -4,20\*, Enfermedades del corazón: -1,59\*; Diabetes: 0,20; EPOC: -0,13. (El asterisco indica que el PAC es significativo).

**Conclusiones:** La mortalidad por la mayor parte de las causas estudiadas ha disminuido en ambos sexos, excepto los ACV y la diabetes en los varones y los accidentes, que han aumentado tanto en varones como en mujeres. Las tasas son más elevadas en varones que en mujeres, excepto en diabetes mellitus que son iguales. Es necesario cuantificar qué proporción de estos cambios es atribuible a las intervenciones y cuidados de salud.

**INVESTIGACIÓN DE UNA AGRUPACIÓN DE CASOS DE CÁNCER PERCIBIDOS EN UN MUNICIPIO DE LA COMUNIDAD DE MADRID**

A. Villaverde, J. Masa, M. Jiménez, J. Barbas, A. Martínez, D. Herrera, A. Barrasa

*Programa de Epidemiología Aplicada de Campo. Centro Nacional de Epidemiología. ISCIII; Servicio de Epidemiología Área 6 de Salud Pública de la Comunidad de Madrid.*

**Antecedentes/objetivos:** En un municipio de la Comunidad de Madrid un colectivo de vecinos denunció la percepción de un exceso de casos de cáncer en los residentes de las viviendas situadas alrededor de una antena de telefonía móvil y de un transformador de energía eléctrica. Cada vez son más frecuentes las demandas de los ciudadanos pidiendo que se investiguen agrupaciones de casos de cáncer percibidas y relacionadas con exposiciones a Campos Electromagnéticos de muy baja frecuencia (CEM). En la Clasificación de Sustancias Carcinogénicas los CEM pertenecen al grupo 2B (posibles carcinógenos en humanos). Un conglomerado se define como la aparición de un número de casos de una enfermedad en una cantidad superior a la que se esperaría para un determinado grupo de población, un área geográfica y un periodo de tiempo concreto. El objetivo de nuestra investigación es conocer si existe o no un exceso de casos de cáncer entre los residentes de esas viviendas.

**Métodos:** Se realizó un estudio de cohortes retrospectiva de todos los individuos que residieron entre 1990 y 2006 en los edificios en los que se habían denunciado casos. Se realizó una encuesta domiciliaria en la que se recogieron variables socio-demográficas, tiempo de residencia en la vivienda y características clínicas de los casos de cáncer. Como fuentes de datos complementarias se utilizaron: historias clínicas hospitalarias, informes médicos y entrevistas con médicos de Atención Primaria. Se calculó la incidencia anual de cáncer para varones y mujeres y para las principales localizaciones tumorales. Se calculó la Razón de Incidencia Estandarizada (RIE) entre los casos observados y los esperados.

**Resultados:** La tasa de respuesta de las viviendas fue del 81% (88/109) y se recogió información de 304 individuos, 51% eran mujeres y la media de tiempo de permanencia fue 10,4 años. Se recogieron 14 casos de cáncer: mama (3), colon-recto (2), pulmón (2), hígado (2), cavidad bucal (1), testículos (1) estómago (1) cuello útero (1) y páncreas (1). La RIE para varones fue de 1,35 IC95% (0,70-2,61), para mujeres 1,04 IC95% (0,43-2,45). La RIE para el cáncer de colon-recto 1,24 IC95% (0,31-4,99), cáncer de mama en mujeres 2,28 IC95% (0,73-7,09), cáncer de pulmón en varones 1,621 IC95% (0,40-6,47).

**Conclusiones:** Los casos de cáncer observados entre varones y entre mujeres no son superiores a los esperados, con lo que no podemos confirmar la existencia de una agregación de casos. La localización de casos es variada por lo que es improbable que compartan una causa común.

**ATLAS DE MORTALIDAD DE LAS CAPITALES DE PROVINCIA DE ANDALUCÍA**

R. Ocaña-Riola, C. Sánchez-Cantalejo, A. Fernández-Ajuría, M. Ruiz-Ramos, J.M. Mayoral-Cortés, C. Méndez-Martínez, M. Sáez, M.A. Barceló-Rado, C. Saurina-Canals et al

*Escuela Andaluza de Salud Pública; Consejería de Salud de la Junta de Andalucía; GRECS (Universidad de Girona).*

**Antecedentes/objetivos:** La mortalidad es uno de los indicadores utilizados con mayor frecuencia para monitorizar el estado de salud de la población. El cálculo de las tasas estandarizadas para diferentes áreas geográficas y su representación en mapas administrativos permite observar la distribución espacial de la mortalidad. El propósito de este trabajo es presentar el Atlas de Mortalidad de las Capitales de Provincia de Andalucía, cuyos objetivos son describir la distribución geográfica de las principales causas de muerte en las capitales andaluzas e identificar las secciones censales que presentaron un exceso significativo de mortalidad durante el periodo 1992-2002.

**Métodos:** Se realizó un diseño ecológico en el que la unidad territorial de análisis fue la sección censal. La información utilizada corresponde a 188.983 sujetos (91.705 mujeres y 97.278 hombres) fallecidos durante el periodo 1992-2002 en las ciudades de Almería, Cádiz, Córdoba, Granada, Huelva, Jaén, Málaga y Sevilla. A partir de la dirección postal de fallecimiento se asignó la sección censal a cada uno de los casos, tomando como referencia el callejero y seccionado de 1991. La variable dependiente fue el número observado de muertes en cada sección censal. El número de casos esperados estandarizados por edad se calculó por separado en hombres y mujeres, tomando como referencia la población de Andalucía en 1991. La estimación del riesgo relativo se realizó mediante el modelo jerárquico Bayesiano propuesto por Besag, York and Mollie.

**Resultados:** Todas las ciudades, con excepción de Jaén, mostraron un importante exceso de mortalidad masculina en enfermedades relacionadas con el VIH. Para esta causa, las muertes observadas superaron en más de un 30% la mortalidad esperada. En mujeres la variabilidad entre ciudades y causas de muerte fue mayor. Así, de cada 100 muertes por arterosclerosis observadas en Cádiz, 55 se consideran exceso de mortalidad. Sin embargo, la misma causa registró sólo un 2% de exceso de mortalidad en Almería, concentrado en una única sección censal. Para ambos sexos, varias secciones censales de las capitales andaluzas presentaron un exceso de mortalidad por infecciones agudas de vías respiratorias, enfermedades crónicas de las vías respiratorias inferiores y cirrosis.

**Conclusiones:** Este es el primer Atlas de Mortalidad realizado en el ámbito urbano de Andalucía. Los resultados sugieren prestar una especial atención a la mortalidad masculina por VIH en la mayor parte de las capitales andaluzas y a la mortalidad femenina por arterosclerosis en algunas secciones censales de Cádiz.

## COMUNICACIONES ORALES

Miércoles, 17 de octubre de 2007  
9:00 a 11:00

### Cribado

Modera: Gemma Binefa  
Institut Català d'Oncologia

#### ANÁLISIS DEL COMPORTAMIENTO DE LA DOBLE PARTICIPACIÓN EN LOS PROGRAMAS DE CRIBADO POBLACIONALES DE CÁNCER DE MAMA Y COLORECTAL

A. Sánchez Callejas, C. Vidal Lancis, G. Binefa i Rodriguez, M. Peris i Tuser

Hospital Universitari Vall d'Hebron; Institut Català d'Oncologia.

**Antecedentes/objetivos:** En Cataluña es el cáncer de mama la primera causa de muerte por cáncer entre las mujeres y cáncer colorectal (CCR) la segunda. El cribado de CCR inició en febrero del 2000, como una prueba piloto y el de cáncer de mama, en marzo del 2001, de forma poblacional. La participación especialmente en el de CCR es inferior a la deseada y se valoró como una posible causa la interferencia en la invitación entre ambos cribados.

**Métodos:** Estudio descriptivo. Población femenina L'Hospitalet de Llobregat, entre 50 y 69 años. La información se obtuvo de la base de datos de la población invitada al cribado de CCR y al cribado de cáncer de mama. Se hizo un análisis crudo de las invitadas al cribado de cáncer CCR que habían sido también invitadas al cribado de cáncer de mama; posteriormente, se realizaron 2 subanálisis: 1º: las pacientes que habían sido invitadas al cribado de CCR (dos ronda) y que tenían previa invitación en el cribado de mama y su comportamiento en la participación en este y 2º: en el que se seleccionaron las pacientes invitadas a al cribado de CCR (dos ronda) y su comportamiento posterior en la participación en el cribado de cáncer de mama.

**Resultados:** Análisis crudo: se obtuvo que los factores que se asocian a la participación en el cribado de CCR son: participación en mama (OR: 2,8; IC95% 2,7-3,0), intervalo de tiempo entre invitaciones (< 6 o > 6 m) (OR: 1,3; IC95% 1,2-1,3) y edad (rangos de 50-59 y 60-69 años) (OR: 1,2; IC95% 1,1-1,2). 1º subanálisis: participación en mama (OR: 2,7; IC95% 2,5-3,0), intervalo de tiempo (OR: 1,3; IC95% 1,2-1,4), edad (OR: 1,1; IC95% 1,1-1,2), y la ronda del cribado de mama (OR: 1,3; IC95% 1,2-1,4). 2º subanálisis: participación en CCR (OR: 2,6; IC95% 2,4-2,9), intervalo de tiempo (OR: 0,9; IC95% 0,8-1,0), edad (OR: 0,7; IC95% 0,7-0,8) y cribado CCR (OR: 1,5; IC95% 1,4-1,6).

**Conclusiones:** La participación en cualquiera de los dos cribados es mayor entre aquellas mujeres que participan en el otro y en las rondas sucesivas. Por otra parte, parece que el intervalo de tiempo entre invitaciones es siempre un factor determinante en la participación, aunque el comportamiento no es el mismo según como se produzca la secuencia de invitación. Estos resultados nos llevan a plantear más estudios para obtener respuesta a nuestros interrogantes.

#### ESCALAS DE DENSIDAD MAMOGRÁFICA: APLICACIÓN EN ESPAÑA

M. Pollán, F. Ruiz-Perales, P. Miranda, C. Vidal, C. Santamariña, C. Sánchez-Contador, P. Moreo, A. Barcos, F. Casanova et al  
Centro Nacional de Epidemiología ISCIII; Programas de Cribado de Valencia; Cataluña; Galicia; Baleares; Aragón; Navarra; Castilla-León.

**Antecedentes/objetivos:** La densidad mamográfica (DM) es un importante factor de riesgo de cáncer de mama (riesgo atribuible 30%), proponiéndose su uso como fenotipo intermedio. El proyecto DDM-Spain estudia la DM en 7 centros de programas de cribado de 7 CCAA. Se ha realizado un estudio piloto para investigar la calidad de las placas según la proyección y la utilidad de 3 escalas de medida de DM de uso común en la literatura.

**Métodos:** Se solicitó a cada centro una muestra de al menos 25 mamografías con distribución heterogénea según BIRADS diagnóstico. Se han usado 3 escalas de DM: escala Boyd (0%, < 10%, < 25%, < 50%, < 75% y > 75%); escala Wolfe (N1,P1, P2, DY) y escala Tabar (III = Grasa, II = Patrón ductal, I = Micronodular, IV = Nodular y V = Densidad homogénea). La lectura fue realizada por un único observador experimentado (FRP), de forma ciega respecto a la edad y al BIRADS diagnóstico. Se calculó la correlación entre las escalas con el coeficiente de concordancia de Lind. La discriminación de cada escala se cuantificó mediante el área bajo la curva ROC, considerando como definición de mama densa (gold-standard) aquella en la que al menos 2 clasificaciones superaban el punto de corte establecido para cada una de ellas.

**Resultados:** La muestra incluyó 185 mamografías de mujeres de 45 a 72 años (media 59). Distribución por BIRADS (0 = 3%, 1 = 35%, 2 = 24%, 3 = 19%, 4 = 15%, 5 = 4%). Los pequeños errores técnicos detectados fueron más frecuentes en la proyección OML que en la CC (76% vs 8%). La DM mostró una correlación negativa con la edad y positiva con el BIRADS diagnóstico (valores  $p < 0,001$  utilizando cualquier escala). Existe gran concordancia entre las 3 escalas (71% entre Boyd y Tabar, 62% entre Boyd y Wolfe y 85% entre Tabar y Wolfe), siendo en todos los casos la  $p < 0,001$ . Definiendo "mama densa" aquella detectada como tal por al menos 2 clasificaciones, el área ROC fue de 0,987 para Boyd, 0,868 para Wolfe y 0,901 para Tabar.

**Conclusiones:** La proyección cráneo-caudal presenta menos dificultad técnica, por lo que sería la más adecuada en estudios epidemiológicos para medir DM. Como era de esperar, se observa buena correlación entre las escalas más usadas en la literatura. La escala de Boyd presentó mayor discriminación. Las 2 escalas más concordantes, Tabar y Wolfe, consideran también el patrón observado, por lo que podrían aportar información adicional junto a la escala de Boyd. Otros miembros de DDM-Spain: M.D. Salas, N. Asuncion, V. Lope, I. González, B. Pérez-Gómez, N. Aragón, G. López-Abente, M. Corujo, C. Pedraz, P. Moreno, M. Ederra, S. Abad, A.B. Fernández, F. Collado, M. Moyá, J.A. Vázquez, M. Alcaraz, S. Laso, J. Vioque, M. Peris, R. Zubizarreta.

Financiación: Proyecto FIS PI060386.

#### CARACTERIZACIÓN DE LOS FALSOS POSITIVOS EN UN PROGRAMA POBLACIONAL DE CRIBADO DE CÁNCER DE MAMA

A. Schiaffino, J.J. Abellán, C. Vidal, M. Peris

Institut Català d'Oncologia; Imperial College of London.

**Antecedentes/objetivos:** Caracterizar los falsos positivos entre las mujeres recitadas para estudios adicionales en un programa de cribado de cáncer de mama.

**Métodos:** Se han estudiado las 3095 mujeres recitadas para la realización de estudios adicionales con información completa durante el período 2003-04. La variable dependiente es ser falso positivo. Se han incluido características individuales de la mujer, de los radiólogos y de las unidades de cribado (CC). Individuales: antecedentes familiares de cáncer de mama (no/si), tipos de cribado (prevalente/incidente), grupo de edad (50-54, 55-59, 60-64, 65-69), edad en el primer embarazo (sin hijos,  $\leq 30$ , > 30), lactancia (no/si), período estrogénico (corto/moderado/prolongado), terapia hormonal substitutiva (no/si). Radiólogo: número de lecturas por año y tasa de recitación. UC: antigüedad del mamógrafo, tipo de proveedor (público o concertado) y número de radiólogos dedicados al cribado. Se han calculado las odds ratio (OR), los intervalos de credibilidad (ICr) al 95% y las probabilidades a posteriori de ser mayor de 1 (Pr(OR > 1) de las variables asociadas con ser un falso positivo mediante un modelo jerárquico bayesiano. Se han incluido factores aleatorios que recogen la autocorrelación espacial o de heterogeneidad de las Áreas Básicas de Salud (ABS) donde residen las mujeres.

**Resultados:** Durante el período se realizaron 60.261 mamografías de cribado, de ellas el 5,1% necesitó estudios adicionales. En el 4,7% de las ocasiones el estudio concluyó como un falso positivo (VPP 5,3%). Tener antecedentes familiares (OR = 0,59; Pr(OR > 1) = 0,04), tener una edad más avanzada (OR<sub>55-59</sub> = 0,69; Pr(OR > 1) = 0,008 y OR<sub>65-69</sub> = 0,47; Pr(OR > 1) = 0,003) y un período estrogénico prolongado disminuye la probabilidad de ser un falso positivo (OR = 0,36; Pr(OR > 1) = 0,007). También se reduce el riesgo cuando los radiólogos hacen más lecturas (OR = 0,32; Pr(OR > 1) = 0,006). Las unidades de cribado concertadas tienen más probabilidad de falso positivo (OR = 1,45; Pr(OR > 1) = 0,93). Respecto al patrón geográfico se ha observado un patrón norte-sur siendo en las ABS del norte donde se tienen más riesgo de ser un falso positivo.

**Conclusiones:** En la caracterización de los falsos positivos juegan un papel tanto variables individuales de la mujer como las características de la zona donde reside o donde es atendida.

Financiación: MEC (MTM2004-03290) parcialmente.

**EVALUACIÓN DEL CRIBADO DE CÁNCER DE CUELLO UTERINO EN DOS DISTRITOS DE BARCELONA**

D. Ochoa, M. Casamitjana, M. Sala, P. Fuste, F. Macià, F. Alameda, X. Castells

*Servicios de Evaluación y Epidemiología Clínica, Ginecología y Anatomía Patológica. Hospital del Mar, Barcelona; Unidad Docente de Medicina Preventiva y Salud Pública IMAS-UPF-ASPB.*

**Antecedentes/objetivos:** La introducción de un nuevo protocolo de cribado de cáncer de cérvix en Cataluña y la aparición de la vacuna frente al Virus del Papiloma Humano (factor de riesgo más importante) hacen que sea oportuno evaluar el estado de las actividades de cribado, para tener información basal que permita comparar con la evolución del cribado en el futuro. Los objetivos de este estudio son evaluar la participación en el cribado de cáncer de cérvix del Programa de Atención a la Salud Sexual y Reproductiva (PASSIR) en los distritos de Ciutat Vella y Sant Martí de Barcelona, determinar la periodicidad de las citologías en las mujeres participantes y describir los resultados citológicos.

**Métodos:** Estudio descriptivo retrospectivo. El período de estudio abarcó de 2000 a 2006. La fuente de información fue el registro de citologías del Hospital de referencia. La participación se definió como la proporción de mujeres residentes, según padrón municipal, con una o más citología en un año determinado (participación anual) o durante todo el período estudiado (participación del período). Se consideró la edad de cribado indicada por el Plan de Salud 1993-05 (20-64 años). Los resultados citológicos se clasificaron según los criterios de Bethesda 2001. Para cada mujer se consideró el resultado más grave obtenido durante el período.

**Resultados:** La participación del período de las mujeres de 20-64 años fue del 47,3%, siendo mayor entre las de 20-44 que en las de 45-64 (54,2 vs 35,8%  $p < 0,01$ ). La participación del período fuera de la edad de cribado fue del 30,2% en el grupo de 15-19 años y 11,9% en las de 65 o más. La participación anual alcanzó el máximo en 2005 (14,2%). La frecuencia mediana en las participantes de 20-64 años fue 0,5 citologías/año, sin diferencias relevantes por grupos de edad. La tasa por mil mujeres cribadas de carcinomas invasivos fue del 0,6, un 5,5 de H-SIL, 14,4 de L-SIL y 13,6 de ASCUS. Las mujeres de 15-19 años tuvieron la tasa más alta de ASCUS y L-SIL (25,5 y 27,9%), mientras que el grupo de 65 o más tuvo la mayor tasa de carcinoma invasivo (3,6%).

**Conclusiones:** El estudio mostró una baja participación en las actividades de cribado del PASSIR en estos dos distritos de Barcelona. Más de la mitad de las mujeres en edad de cribado no se habían realizado ninguna citología especialmente las de mayor edad. En cambio, entre las participantes la frecuencia de citologías fue más alta de lo recomendado por las autoridades sanitarias. Las mujeres fuera de la edad de cribado mostraron una participación y proporción de resultados patológicos que deberían tenerse en cuenta al revisar los protocolos de cribado.

**UTILIZACIÓN DEL TÁNDEM MASAS EN LOS PROGRAMAS DE CRIBADO NEONATAL DE METABOLOPATÍAS**

R. Zubizarreta Alberdi, L. Paz Valiñas, R. Vizoso Villares, G. Atienza Merino, T. Cerdá Mota

*Consellería de Sanidade- Xunta de Galicia; Dirección Xeral de Saúde Pública; Axencia de Avaliación de Tecnoloxías Sanitarias- Avalia-t.*

**Antecedentes/objetivos:** La espectrometría de masas en tándem (MS/MS) permite la detección simultánea de un amplio rango de enfermedades metabólicas (más de 30). Galicia inició en el año 2000 el programa ampliado de cribado neonatal "proyecto MS/MS". Otras 4 CCAA tienen previsto la incorporación del MS/MS en breve. Su utilización en el cribado puede realizarse desde 2 enfoques: 1. Patrón de utilización abierto a todas las patologías detectables "proyecto MS/MS Galicia" y 2. Patrón selectivo, patologías que cumplan criterios y hayan demostrado que permiten mejorar el pronóstico. El objetivo es exponer los resultados de la utilización del MS/MS (2000-2005) en Galicia, contrastándolos con las conclusiones de una revisión sistemática sobre la efectividad del cribado neonatal con MS/MS (avalía-t 2007).

**Métodos:** Análisis de los resultados de la utilización del MS/MS del sistema de información del programa y revisión sistemática de la literatura biomédica en las principales bases de datos (Medline, Embase, Cochrane Library, etc.).

**Resultados:** La revisión sistemática concluye que existe evidencia de que la deficiencia de MCAD y la fenilcetonuria (PKU) cumplen los criterios para su inclusión en un programa de cribado. Existen dudas sobre la acidemia glutárica tipo I (AGA) y la tirosinemia tipo I (TIR I) y no hay pruebas concluyentes para el resto de las alteraciones. El MS/MS es una técnica rápida y altamente sensible y específica para la determinación de estas patologías, permitiendo, además, la detección simultánea de fenilcetonuria con una elevada sensibilidad y especificidad. Tras analizar muestras de 103.477 R.N. se han confirmado 21 patologías diferentes sumando 73 casos: 17 situaciones benignas, 9 PKU, 7 MCAD, 2 AGAI y 2 TIR I y 36 de otras patologías. La tasa de detección global es 1/1.417 R.N.  $n > 4\%$  de las muestras válidas analizadas el resultado fue de sospecha de patología, indicando un alto número de falsos (+) y un VPP global  $< 2\%$ .

**Conclusiones:** La introducción del MS/MS bajo el enfoque de utilización abierta presenta un bajo rendimiento global (VPP). La incertidumbre sobre el resultado clínico de la intervención precoz de muchas patologías detectables pone en duda su efectividad. Es difícil cuantificar su impacto en términos de sobrediagnóstico y sobretratamiento de patologías que no se hubieran manifestado por ser formas leves o asintomáticas. Los efectos psicológicos de ansiedad originada por los frecuentes falsos positivos plantean un debate ético. Su utilización bajo un enfoque selectivo mejorará el rendimiento del programa y su relación beneficio/daño. Los responsables de los programas de cribado neonatal deben tener en cuenta estos factores para definir las patologías a incluir en un programa ampliado con MS/MS, considerando que la determinación simultánea de MCAD y fenilcetonuria mediante MS/MS ha demostrado ser coste-efectiva.

**CONTROL DEL CÁNCER DE MAMA Y DE CÉRVIX EN LAS MUJERES INMIGRANTES Y AUTÓCTONAS DE BARCELONA**

M. Pons-Vigués, R. Puigpinós, M. Rodríguez-Sanz, C. Borrell

*Agencia de Salut Pública de Barcelona.*

**Antecedentes/objetivos:** Las prácticas preventivas en general y las vinculadas a la salud de la mujer en concreto, tal como la realización de la mamografía y de la citología periódica para el control del cáncer, suelen ser menos utilizadas por la población inmigrante de países de renta baja. El objetivo de este estudio es describir la prevalencia de realización del control periódico del cáncer de mama y de cérvix en las mujeres de Barcelona según el país de nacimiento.

**Métodos:** Estudio transversal cuya población de estudio fueron las mujeres residentes en Barcelona el año 2006 de 50 a 69 años en el caso del control del cáncer de mama y las de más de 15 años en el de cérvix. La fuente de información fue la Encuesta de Salud del 2006, siendo la muestra de mujeres de 50 a 69 años de 733 y la mayor de 15 años de 2747. Los países de nacimiento se agruparon en: países de renta baja (PRB), países de renta elevada (PRE) y en el caso de las autóctonas se distinguió entre las nacidas dentro y fuera de Catalunya. Se estudiaron también las variables: periodicidad de estas prácticas, vía de realización de la mamografía y motivos de no control mamográfico. Se realizó un análisis descriptivo de la realización de mamografías y de citologías según la agrupación de países.

**Resultados:** En el 2006, declararon hacerse mamografías periódicamente el 88,6% de las nacidas en Catalunya, el 87% de las nacidas en el resto del Estado Español, el 93,4% de las nacidas en PRE y el 93,5% de las nacidas en PRB. El 93,4% de las nacidas en PRE declaraba haberse hecho una mamografía hacía menos de 2 años, en cambio, sólo lo declaraba el 82,8% de las nacidas en el resto del Estado Español. Las mujeres de PRB son las que más utilizan la vía del Programa poblacional de detección precoz para realizarse la mamografía (57,6%) y la vía mayoritaria de las nacidas en PRE es a través del médico privado (53%). El principal motivo de no realización de mamografías en todos los grupos es la falta de tiempo. El 28,8% de las nacidas en Catalunya afirma que es por falta de información. Dicen realizarse una citología periódicamente, el 63,2% de las nacidas en Catalunya, el 67,7% de las nacidas en el resto del Estado, el 69,4% de las nacidas en PRE y el 55,7% de las nacidas en PRB. La mayoría se la realizó en los últimos 3 años, destacando el 100% de las nacidas en PRE frente el 80,3% de las nacidas en PRB.

**Conclusiones:** Los resultados muestran que no existen diferencias en cuanto al control mamográfico periódico entre las mujeres de los distintos países, posiblemente debido a la contribución del programa poblacional de cribado de cáncer de mama en la disminución de las desigualdades. Si se observan diferencias respecto a la citología siendo las mujeres nacidas en PRB quienes realizan menos este cribado oportunista.

**IDENTIFICACIÓN Y ANÁLISIS DE LOS CÁNCERES DE INTERVALO DIAGNOSTICADOS EN CUATRO VUELTAS, EN UN PROGRAMA DE DETECCIÓN PRECOZ DE CÁNCER DE MAMA**

M. Casamitjana, F. Macià, J. Martínez, J. Royo, C. Hernández, I. Collet, F. Ferrer

*Servicio de Evaluación y Epidemiología Clínica; Instituto de Diagnóstico por la Imagen (IDI-MAS); Hospital del Mar, Barcelona.*

**Antecedentes/objetivos:** La mayoría de programas de detección precoz de cáncer de mama (PDCPM) realizan mamografías bienales a mujeres de 50 a 69 años. El objetivo de este estudio es presentar las tasas y describir las características de los cánceres de intervalo (CI) diagnosticados en cuatro vueltas del PDCPM del Hospital del Mar de Barcelona.

**Métodos:** Estudio de cohorte retrospectivo de 75.585 mamografías realizadas a mujeres de 50 a 69 años residentes en dos distritos (años 1995-2003) que suponen 4 vueltas del PDCPM del hospital del Mar. El CI es el cáncer de mama que aparece antes de realizarse una mamografía de rutina en una mujer que ha participado en la vuelta que se está estudiando cuyo resultado de la mamografía y/o de las exploraciones adicionales ha sido negativo. La identificación se realiza a partir del registro de cáncer del hospital del Mar y de las mujeres no participantes en cada vuelta. Se incluyen las variables de no participación y de participación con el resultado de la lectura de la mamografía y final. El análisis se ha establecido en base al protocolo para la evaluación de los CI de los programas de detección precoz de cáncer de mama publicado en Cataluña en el año 2004.

**Resultados:** De las 75.585 mamografías realizadas, se han diagnosticado 363 cánceres de cribado (tasa de detección de 4,9 por mil) y 98 cánceres de intervalo (tasa de 1,3 por mil). La distribución según grupo de edad es de un 32,6% en el de 50-54, un 24,5% en el de 55-59, un 29,6% de 60-64 y 13,3% de 65-69 años. El 32,6% se detectaron en un período inferior a 12 meses y el 64,3% entre 12 y 24 meses. La sensibilidad es del 78,74%. Según tipo histológico un 51% son carcinomas ductales infiltrantes, un 6% intraductales, un 7% otros tipos y un 36% desconocidos. Según estadio, un 51% son invasivos  $< 1$  cm, un 6,1% invasivos  $> 1$  cm, un 6,1% in situ y un 36% desconocidos. Radiológicamente un 25,6% se han considerado falsos negativos.

**Conclusiones:** La exhaustividad y fiabilidad necesaria para la identificación de los casos ha requerido del diseño de un circuito especial y costoso debido a la inexistencia de un registro de cáncer poblacional. La tasa global y la sensibilidad encontradas estarían en los límites aceptables. La mayoría de CI aparecen en el segundo año y en el grupo de edad más joven, en la línea de otros estudios. Más de la mitad de los CI se detectan en estadios curables. El porcentaje tan elevado de desconocidos se debe a la dificultad de obtener esta información cuando el tratamiento se efectúa en otros hospitales. Una cuarta parte de los CI aparecen como falsos negativos, cifra comparable a otros estudios.

### TRATAMIENTO HORMONAL SUSTITUTIVO EN MUJERES QUE ACUDEN A UN PROGRAMA DE CRIBADO POBLACIONAL DE CÁNCER DE MAMA. UN ESTUDIO SOBRE PREVALENCIA Y UTILIZACIÓN

I. Martínez-Pino, T. Puig, M.J. Quintana, J. Solà, X. Bonfill  
*Servicio de Epidemiología Clínica y Salud Pública. Hospital de la Santa Creu i Sant Pau. Barcelona.*

**Antecedentes/objetivos:** En España existen pocos datos publicados sobre prevalencia de uso de tratamiento hormonal sustitutivo (THS). El objetivo del presente estudio es describir la prevalencia actual del consumo, tipo y duración del THS, así como la presencia de patología mamaria en las consumidoras de este tratamiento.

**Métodos:** La población de estudio fueron mujeres de entre 50 y 69 años incluidas en el Programa de Detección Precoz de Cáncer de Mama (PDPCM) del Hospital de Sant Pau que cubre una población de referencia de 42442 mujeres, identificadas a partir del padrón municipal. Se realizó una encuesta específica a las participantes en el PDPCM sobre consumo de THS (tipo y duración), antecedentes ginecológicos (menopausia, patología mamaria, antecedentes de neoplasia de mama y ovario), situación laboral y nivel de estudios alcanzado. Se realizó el estudio descriptivo de las variables y se analizó la asociación entre variables categóricas y cuantitativas mediante la prueba de la ji-cuadrado y la prueba no paramétrica de Kruskal-Wallis respectivamente.

**Resultados:** Entre mayo del 2001 y junio del 2005 participaron en el PDPCM 21835 mujeres de 50 a 69 años con una edad media de 57,6 años. El 86,7% de las mujeres eran postmenopáusicas. El 64,6% de las mujeres tenían estudios primarios y el 48,7% eran amas de casa. La prevalencia global de uso de THS fue del 8,1% (n = 1775); se administró a un 8,9% de las mujeres postmenopáusicas y a un 3% de las premenopáusicas. La duración del THS fue de 46,7 meses de mediana. La media de edad de las mujeres que recibían THS fue de 56,9 años. Por grupos de edad, el THS se administró con mayor frecuencia a mujeres entre 55 y 59 años. Respecto al tipo de THS, un 38% recibió estrógenos, un 26,1% moduladores selectivos de receptores estrogénicos, un 17,2% recibió una combinación de estrógenos y progestágenos en una o en diferentes especialidades y un 1,9% recibió progestágenos solos. El nivel educativo alto se relacionó con el uso más frecuente de THS ( $p = 0,001$ ). En las mujeres que tomaban THS, el resultado del cribado fue un control a los dos años en el 92% y diagnóstico de neoplasia en un 6%; en las que no tomaban THS los porcentajes fueron del 89,9% y 11% respectivamente ( $p = 0,01$ ).

**Conclusiones:** La prevalencia de uso del THS es baja en nuestro estudio. Como tipo de THS se administran con mayor frecuencia los estrógenos y moduladores selectivos de receptores estrogénicos, así como la combinación de estrógenos y progestágenos. Los resultados de nuestro estudio ayudan a completar la información, escasa, sobre prevalencia de uso de THS en nuestro país.

## COMUNICACIONES ORALES

Miércoles, 17 de octubre de 2007  
 9:00 a 11:00

### Tabaco

*Modera: Mónica Pérez Ríos*  
*Conselleria de Sanidade. SERGAS*

### IMPACTO DE LA LEY DE MEDIDAS SANITARIAS FRENTE AL TABAQUISMO: ESTUDIO DE SEGUIMIENTO CON GRUPO DE COMPARACIÓN

M.J. López, M. Nebot, C. Ariza, E. Fernández, A. Schiaffino, M. Fu, G. de Evaluación de la Ley 28/2005

*Agència de Salut Pública de Barcelona; Institut Català d'Oncologia.*

**Antecedentes/objetivos:** Evaluar el impacto de la Ley 28/2005 en los niveles de humo ambiental de tabaco (HAT) en lugares de trabajo, incluyendo el sector de la hostelería.

**Métodos:** Estudio longitudinal de medidas repetidas con grupo de comparación. Los sectores laborales estudiados fueron la administración pública, las empresas privadas y la hostelería de 8 Comunidades Autónomas (grupo intervención); y de una ciudad de Portugal y una de Andorra (grupo de comparación). Como marcador del HAT se midió la nicotina en fase vapor mediante monitores pasivos antes de la ley, a los 6 meses y al año. En el caso de la hostelería se registró también su normativa de tabaquismo. Se tomaron un total de 435 mediciones en el grupo intervención y de 62 en el grupo de comparación. Se calculó la variación de las medianas de concentración de nicotina por sector laboral entre los tres cortes temporales y se compararon los resultados mediante el test no paramétrico para medidas relacionadas.

**Resultados:** De las 435 mediciones iniciales, 369 se repitieron a los 6 meses y al año (15% de pérdidas). El porcentaje de muestras en que no se detectó nicotina, que antes de la ley era de un 10,6%, ha aumentado progresivamente (30,4% a los 6 meses y 37,7% al año). En el caso de la administración pública, la concentración mediana de nicotina ha disminuido un 60% a los 6 meses y un 65% a un año de la ley. En el caso de las empresas privadas la disminución es de un 82% a los 6 meses, mientras que la concentración mediana de nicotina al año está por debajo del límite de detección. En todos los casos la diferencia de concentración respecto a la concentración basal fue significativa. En hostelería las concentraciones han disminuido sin alcanzar la significación estadística. Al estratificar según normativa, en los restaurantes que se declararon libres de humo la exposición al HAT se reduce un 94% al año de la ley ( $p < 0,05$ ). En el grupo de comparación (26% de pérdidas) las concentraciones aumentan a los 6 meses en la administración pública y el sector privado, si bien disminuyen al año ( $p < 0,05$ ); en hostelería hay una disminución progresiva y significativa.

**Conclusiones:** Se observa una disminución progresiva de los niveles de HAT a los 6 meses y al año de la ley en lugares de trabajo de la administración pública, el sector privado y locales de hostelería declarados libres de humo. Sin embargo, en los locales de hostelería que no se han declarado libres de humo los niveles de HAT siguen suponiendo un elevado riesgo para los trabajadores. Las limitadas diferencias con el grupo de comparación podrían estar asociadas a la influencia de nuestra normativa y a la inminente implantación de medidas restrictivas en este grupo. Financiación: FIS PI052293.

**TABAQUISMO ACTIVO Y PASIVO Y SALUD RESPIRATORIA EN ESCOLARES: DATOS BASALES DEL ESTUDIO RESPIR.NET**

A. Martín, E. Fernández, Grupo RESPIR.NET

*Institut Català Oncologia.*

**Antecedentes/objetivos:** Analizar la asociación del consumo de tabaco y la exposición al humo ambiental de tabaco (HAT) con la presencia de sibilancias y asma en población escolar de 1º de Enseñanza Secundaria Obligatoria.

**Métodos:** Diseño transversal correspondiente a la fase preintervención del "Estudio RESPIR.NET" (evaluación de la eficacia de una intervención multinivel para prevenir el consumo de tabaco y la exposición pasiva al HAT en escolares). Se incluyeron los 1890 alumnos de las 25 escuelas públicas y concertadas de Terrassa (Barcelona) (año 2006). Se utilizó un cuestionario autoadministrado sobre consumo de tabaco, exposición al HAT y salud respiratoria. Las variables dependientes fueron la presencia de sibilancias y de asma en los últimos 12 meses. Las variables independientes fueron el consumo declarado de tabaco (no fumador, experimentador y fumador) y la exposición al HAT en el domicilio, la escuela, el tiempo libre y los transportes públicos o privados (no/si). Variables de ajuste: edad, sexo, nivel socioeconómico y lugar de nacimiento. Se han calculado las odds ratios de prevalencia (OR) e intervalos de confianza (IC) del 95% de la presencia de sibilancias y asma con el tabaquismo activo y pasivo mediante modelos de regresión logística ajustados por el resto de variables.

**Resultados:** Respondieron 1776 escolares (94%), con una media de edad de 12,0 años. El 53,2% eran chicos, el 12,1% de nivel socioeconómico bajo y el 84,9% habían nacido en España. La prevalencia de sibilancias fue del 9,2% y la de asma fue de 9,1%. La mayor parte de los escolares no fumaba (97,5%), el 1,5% eran experimentadores y el 1% fumadores. Respecto a la exposición al HAT, el 21,2% de los escolares refirieron estar expuestos en casa, el 40,0% en la escuela, el 53,9% en el tiempo libre y el 33,2% en los medios de transporte. Se observó una asociación significativa entre el consumo de tabaco y presentar sibilancias: OR en experimentadores de 3,3 (IC95% 1,3-8,4) y OR en fumadores de 4,4 (IC95% 1,5-13,1). Respecto a la exposición al HAT, sólo se asoció con una mayor frecuencia de sibilancias la declarada en los transportes (OR = 1,4; IC95% 1,0-2,0). El consumo de tabaco y la exposición al HAT no se asociaron significativamente con la declaración de asma.

**Conclusiones:** Los escolares que fuman o experimentan, y los que están expuestos al HAT en los transportes, presentan una mayor probabilidad de sibilancias. No se ha observado una asociación clara entre el tabaquismo activo o pasivo y el asma. [Grupo RESPIR.NET: C. Ariza, E. Basart, M. Bosque, E. Fernández, O. Juárez, M.J. López, A. Martín, M.S. Martínez A. Moncada, M. Nebot, J.A. Pascual, L. Rajmil, E. Saltó, A. Schiaffino, J. Twose, A. Valverde].

**CONSEJO SANITARIO ANTITABACO Y DEMANDA PARA DEJAR DE FUMAR. ESTUDIO DE BASE POBLACIONAL EN LA COMUNIDAD DE MADRID.**

N. Mata, I. Galán, H. Ortiz, L. Velázquez, M.A. Planchuelo, A. Guirao

*Servicio de Epidemiología. Instituto de Salud Pública. Comunidad de Madrid; Plan Regional de Prevención y Control del Tabaquismo. Instituto de Salud Pública. Comunidad de Madrid.*

**Antecedentes/objetivos:** A pesar de la eficacia del consejo sanitario sobre la reducción del hábito tabáquico, se desconoce su frecuencia y qué profesionales sanitarios lo están facilitando. Los objetivos fueron determinar la frecuencia y características del consejo sanitario antitabaco realizado por diferentes profesionales (médicos, enfermeros/as, dentistas y farmacéuticos) en población fumadora de la Comunidad de Madrid, y conocer la demanda de ayuda para dejar de fumar.

**Métodos:** Se analiza la información de la Encuesta de tabaco, basada en una muestra representativa (n = 2001) de la población de 16-74 años de la Comunidad de Madrid. Las entrevistas se realizaron por teléfono durante el año 2005. Se realiza en población fumadora un análisis descriptivo de la información relativa al consejo sanitario realizado por diferentes profesionales sanitarios "alguna vez" (médico general, enfermeros/as, dentistas) o durante los "últimos 12 meses" (médico general, especialista, enfermeros/as). Asimismo, se describe la demanda de ayuda para dejar de fumar realizada al médico general y farmacéutico, y a través de Internet.

**Resultados:** La prevalencia de consumo de tabaco en la población de 16-74 años de la Comunidad de Madrid fue de un 29,2% (IC95% 27,2%-31,2%). Un 48,6% de los fumadores ha recibido "alguna vez en su vida" consejo sanitario para dejar de fumar de su médico general, un 29,3% de su dentista y un 14,2% de su enfermero/a. Durante los últimos 12 meses, del total de fumadores un 38,9% refirió que el médico general les preguntó sobre su consumo de tabaco y un 17,6% recibió consejo sanitario antitabaco de este profesional. Igualmente, un 11,3% de los fumadores recibieron consejo de un médico especialista y un 4,8% del enfermero/a. Sólo un 4,6% de los fumadores solicitó ayuda para dejar de fumar durante los últimos 12 meses a su médico general, un 6,5% lo hizo en una farmacia y un 4,1% consultó consejos de ayuda para dejar de fumar en Internet.

**Conclusiones:** La frecuencia de consejo sanitario antitabaco referida por la población fumadora de la Comunidad de Madrid es baja, siendo el médico general el que más consejo sanitario para dejar de fumar está realizando. La demanda de ayuda sanitaria por parte de la población para abandonar el consumo es también muy baja, siendo los farmacéuticos los profesionales más consultados por los fumadores, por delante del médico general y de los recursos de ayuda para dejar de fumar en Internet.

**DETERMINANTES DE LA CONCENTRACION DE COTININA EN SALIVA EN FUMADORES DE BARCELONA.**

M Fu, E Fernández, JA Pascual, A Schiaffino, J Twose, A Martín, A Moncada, E Saltó y M Nebot et al

*Institut Català Oncologia.*

**Antecedentes/objetivos:** Caracterizar la distribución de las concentraciones de cotinina en saliva y sus determinantes en fumadores diarios de la ciudad de Barcelona.

**Métodos:** Muestra representativa de 1245 personas de la ciudad de Barcelona entrevistadas entre 2004 y 2005. Se administró un cuestionario ad hoc y el 95% facilitó muestra de saliva. Se determinó la concentración de cotinina en saliva mediante cromatografía de gases acoplada a espectrofotometría de masas. Este análisis incluyó los fumadores diarios (n = 211). La variable dependiente fue la concentración de cotinina en saliva (ng/ml). Las variables independientes fueron: sexo, edad, nivel de estudios, índice de masa corporal (IMC), número de cigarrillos fumados en las 24 horas previas a la entrevista, tipo de tabaco, uso de filtro, y frecuencia y profundidad de la inhalación. Se compararon las medianas de la concentración de cotinina según las variables independientes (test no paramétrico para medianas) y se investigó la asociación entre la concentración de cotinina, el número de cigarrillos fumados y el resto de variables mediante regresión lineal múltiple.

**Resultados:** El 49% de los fumadores eran hombres, la media de edad era de 42,7 años, y el 35% tenía estudios secundarios. Se observaron diferencias en la concentración mediana de cotinina según sexo (172,6 ng/ml en hombres y 120,7 ng/ml en mujeres; p < 0,01), número de cigarrillos fumados durante las 24 horas previas a la entrevista (60,7; 131,7 y 214,8 para un consumo < 10, 10-19 y > 19 cigarrillos, respectivamente; p < 0,01) y tipo de tabaco (137,0 para tabaco rubio y 180,2 para tabaco negro; p < 0,05). El IMC se asoció inversamente con la concentración de cotinina en hombres, pero no en las mujeres. No se encontraron diferencias según el resto de covariables. El número de cigarrillos explicaba el 32% de la variabilidad de cotinina. La transformación logarítmica de la concentración de cotinina no mejoró el ajuste de los datos, pero sí la introducción de un término cuadrático para el número de cigarrillos (R<sup>2</sup> = 0,386; p < 0,01). A partir de 20 cig/día no aumentaba la concentración de cotinina. Debido a las diferencias de consumo según el sexo, se ajustó el modelo cuadrático para hombres y para mujeres por separado. Se observó un aumento de 14,4 ng/ml de cotinina (IC95% 7,9-20,9) por cigarrillo fumado en hombres (R<sup>2</sup> del modelo = 0,35) y de 11,1 ng/ml (IC95% 5,6-16,6) en mujeres (R<sup>2</sup> del modelo = 0,43), tras ajustar por edad, índice de masa corporal y tipo de tabaco consumido.

**Conclusiones:** Estos resultados sugieren que la concentración de cotinina en saliva se estabiliza a partir de un consumo de 20 cig/día y depende poco de otras covariables relacionadas con el consumo de tabaco.

**Financiación:** FIS PI020981 y Red Temática de Investigación en Cáncer (RTICC, RD06/0020/0089).

**AUTOEVALUACIÓN DE LAS ACTIVIDADES DE CONTROL DE TABAQUISMO EN LOS HOSPITALES PÚBLICOS DE CATALUÑA, 2005-2007**

C. Martínez, M. García, M. Fu, E. Saltó, E. Fernández

*Servei de Prevenció. Institut Català d'Oncologia; Servei de Prevenció. Institut Català d'Oncologia; Departament de Salut Pública. Departament de Salut de la Generalitat de Catalunya; Servei de Prevenció. Institut Català d'Oncologia.*

**Antecedentes/objetivos:** Describir la puntuación en la autoevaluación de las actividades de control del tabaquismo en los hospitales de utilización pública de Cataluña entre el año 2005 (pre ley) y 2007 (post ley) miembros de la Red Catalana de Hospitales sin Humo.

**Métodos:** Analizamos la información de 34 hospitales en fase consolidada de implementación del proyecto "Hospital sin Humo" en el año 2007. Como instrumento de autoevaluación se ha utilizado el cuestionario elaborado por la European Network for Smoke-free Hospitals que mide el cumplimiento de las intervenciones para el control del tabaquismo mediante 9 indicadores: compromiso, comunicación, formación, identificación de fumadores, apoyo al abandono, control del consumo de tabaco, ambiente, espacios laborales saludables y promoción de la salud (puntuación máxima 99). Calculamos la puntuación media del cuestionario de autoevaluación del año 2005 y del 2007 (según el nivel asistencial (hospital comarcal, general o de alta tecnología), el número de camas ( $\leq 300$  o  $> 300$ ), la prevalencia global del consumo de tabaco (<30%, 30-35%, 35-39% y >40%, encuestas realizadas entre 2003 al 2005) y los años como hospital sin humo ( $\leq 4$  o  $> 4$ ). Calculamos el porcentaje de cambio en la puntuación y comparamos las medias mediante la prueba de la t de Student para datos apareados.

**Resultados:** La puntuación media del cuestionario en los hospitales fue del 53,3 (intervalo de confianza, IC, del 95% 45,5-61,1) en el 2005 y del 71,9 (IC95% = 67,0-76,8) en el 2007 (incremento del 35%, p < 0,01). Han experimentado un mayor aumento en la puntuación los hospitales comarcales (incremento del 40%, p < 0,01), los hospitales > 300 camas (incremento del 47%, p < 0,01), los que tienen una prevalencia de consumo de tabaco entre 35-39% (incremento del 70%, p < 0,05) y los que llevan menos de 4 años como hospitales sin humo (incremento del 46%, p < 0,01). La puntuación media ha aumentado sobre todo a expensas de los indicadores de control del consumo de tabaco y ambiente.

**Conclusiones:** Aunque los centros ya se definían como "Hospitales sin Humo", las actividades de control de tabaquismo han aumentado significativamente en todos ellos tras la entrada en vigor de la nueva ley.

**Financiación:** Departament de Salut de la Generalitat de Catalunya y la European Network for Smoking Prevention.

### ¿ES HOMOGÉNEO EN LA POBLACIÓN EL EFECTO DE LA “LEY DE MEDIDAS SANITARIAS FRENTE AL TABAQUISMO” SOBRE LA EXPOSICIÓN AMBIENTAL A HUMO DE TABACO?

I. Galán, N. Mata, A. Guirao, L. Velázquez, L. Díez, B. Zorrilla, A. Gandarillas  
*Servicio de Epidemiología. Instituto de Salud Pública. Comunidad de Madrid; Plan Regional de Prevención y Control del Tabaquismo. Instituto de Salud Pública. Comunidad de Madrid.*

**Antecedentes/objetivos:** Evaluar el efecto de la Ley 28/2005 de medidas sanitarias frente al tabaquismo, sobre la exposición pasiva autodeclarada a humo de tabaco, en diversos subgrupos poblacionales.

**Métodos:** Se compara la exposición a humo de tabaco autodeclarada, a través de dos encuestas representativas de la población de 18-64 años de la Comunidad de Madrid: la Encuesta de tabaco (n = 1750, octubre-noviembre 2005) y el SIVFRENT (n = 2004, enero-diciembre 2006). Variables dependientes: se consume tabaco en el interior del hogar (hogares con más de un miembro); exposición en espacios cerrados en el trabajo (le llega el humo al puesto de trabajo); ambiente bastante/muy cargado de humo en bares y restaurantes (frecuentación en el último mes). Se analiza el cambio en la exposición según género, edad, nivel de estudios y clase social (I mayor nivel, II, III, IVa, IVb y V menor nivel). Se calculan odds ratios (OR) con modelos de regresión logística, evaluando diferencias entre categorías mediante la significación estadística de la interacción (p-int), ajustando por el resto de variables simultáneamente y por consumo de tabaco.

**Resultados:** El OR global de estar expuesto (frente a no estarlo), comparando el periodo posterior frente al anterior a la Ley, fue 0,77 (IC95%: 0,66-0,90) para la exposición en el hogar, 0,15 (0,12-0,19) en el trabajo, 0,44 (0,38-0,52) en bares y 0,48 (0,39-0,58) en restaurantes. No se producen variaciones según género y edad, excepto una mayor disminución en las mujeres de la percepción de exposición en restaurantes: OR 0,39 frente a 0,59 en hombres (p-int = 0,045). En la exposición en el hogar no se observa una reducción en las personas con menor nivel de estudios (1,39) pero sí en las que tienen estudios superiores (0,70) (p-int = 0,018); también se observan diferencias en el cambio de exposición entre los dos periodos respecto a la clase social: OR 1,08 en el grupo IVb frente a 0,50 en el grupo I (p-int = 0,014). Por otra parte, el OR de exposición en el trabajo en las personas con estudios inferiores fue 0,30, menor que el observado en los de mayor nivel: 0,09 (p-int = 0,025); en el grupo IVa, el OR de exposición laboral fue 0,27 frente a 0,09 en el grupo I (p-int = 0,020). No se observaron diferencias en la exposición en bares y restaurantes.

**Conclusiones:** La Ley de medidas sanitarias frente al tabaquismo está teniendo un efecto en todos los estratos poblacionales. No obstante se observan diferencias de moderada magnitud relacionadas con un menor impacto sobre la exposición en el hogar y en el entorno laboral, en posiciones socioeconómicas más bajas.

## COMUNICACIONES ORALES

Miércoles, 17 de octubre de 2007  
 9:00 a 11:00

### Nutrición y alimentación

*Moderador: Jesús Vioque  
 Universidad Miguel Hernández*

### VALIDEZ DE UN CUESTIONARIO SOBRE EXPOSICIÓN PERCIBIDA AL HUMO AMBIENTAL DEL TABACO

E. Fernández, J.A. Pascual, A. Schiaffino, M. Fu, J. Twose, A. Moncada, A. Martín, M. Nebot, E. Saltó  
*Instituto Catalán de Oncología.*

**Antecedentes/objetivos:** Validar un cuestionario sobre exposición pasiva al humo ambiental del tabaco (HAT) en fumadores.

**Métodos:** Muestra representativa de 1245 personas de la población de Barcelona entrevistadas los años 2004-2005. Se utilizó un cuestionario ad hoc y el 95% facilitó muestra de saliva. Se determinó la concentración de cotinina en saliva mediante cromatografía de gases acoplada a espectrofotometría de masas. Para el presente análisis se incluyó a los no fumadores y  $\geq 16$  años. Se ha calculado la mediana de la concentración de cotinina según la percepción de exposición al HAT en 4 ambientes (domicilio, laboral/estudios, transporte público o privado y tiempo libre) obtenida mediante el cuestionario. Para calcular la sensibilidad y la especificidad del cuestionario se han construido variables de exposición exclusivas de cada ambiente y una variable de exposición acumulada (0 a 4 ambientes). Como patrón de referencia se utiliza la concentración de cotinina en saliva ( $> 1$  ng/ml: expuesto y  $\leq 1$  ng/ml: no expuesto).

**Resultados:** Se incluyeron 775 no fumadores (mediana de edad de 57 años, 59,1% mujeres y 34,4% tenían estudios universitarios). La mediana de la concentración de cotinina fue de 1,30 ng/ml (rango intercuartílico 0,50-3,0), sin diferencias según sexo, edad o nivel de estudios. La mediana de la concentración de cotinina en saliva fue de 1,30 ng/ml en las 196 personas que declararon no estar expuestas en ningún ambiente, de 1,60 ng/ml en las 49 expuestas exclusivamente en el domicilio, de 1,25 ng/ml en las 154 expuestas exclusivamente en lugar de trabajo, de 1,40 ng/ml en las 13 expuestas exclusivamente en los transportes y de 1,10 en las 201 expuestas exclusivamente en el tiempo libre. La concentración de cotinina fue mayor en las personas expuestas en 3 o 4 ambientes diferentes (1,50 y 1,90 ng/ml, respectivamente). La sensibilidad y especificidad del cuestionario para la exposición percibida fue del 21,5% y 82,2% en el domicilio; 46,4% y 59,7% en el lugar de trabajo; 7,4% y 95,4% en los transportes y 49,3% y 47,7% en el tiempo libre. Cuando se agregaron los lugares de exposición, la sensibilidad fue del 75,8% para la exposición en algún lugar y la especificidad del 80,6% para la percepción en al menos 3 de los ambientes de exposición.

**Conclusiones:** En comparación con las concentraciones de cotinina, el cuestionario presenta una baja sensibilidad para la exposición percibida en cada ambiente aunque su especificidad es aceptable (clasifica correctamente a los verdaderamente no expuestos). La combinación de las preguntas referidas a cada ambiente permite aumentar la sensibilidad y así clasificar de manera correcta a los verdaderamente expuestos.

*Financiación: FIS (PI020981) y RTICC (RD06/0020/0089).*

### ASOCIACIÓN ENTRE FACTORES DE RIESGO PERINATALES Y LA DIABETES TIPO 1. CATALUÑA 1993-2003

A. Freitas, M.V. Borrás, R. Gispert, C. Castell, M. Bares, M. Jané  
*Departament de Salut. Generalitat de Catalunya; Hospital de Granollers.*

**Antecedentes/objetivos:** Durante las últimas décadas se ha registrado un incremento en la incidencia de la diabetes tipo1 (DM1) especialmente en los niños más pequeños. En su etiología se han barajado, además de la predisposición genética, factores de riesgo medioambientales que inciden en etapas muy precoces de la vida y se han descrito asociaciones entre factores perinatales y el riesgo de diabetes. El objetivo del presente estudio es identificar posibles factores de riesgo perinatales asociados al desarrollo de DM1 y describir si el efecto de estos factores difiere en función de la edad al diagnóstico de la diabetes mediante un diseño de caso-control.

**Métodos:** Fuentes de información: Registro de diabetes y registro de nacimientos de Cataluña. Se incluyen los menores de 10 años diagnosticados de DM1, según los criterios de la OMS, nacidos entre los años 1993 y 2003 (casos) y una muestra aleatoria de nacidos estratificada por año de nacimiento, del total de nacidos en Cataluña (controles). Variables de estudio: sexo, peso al nacer, edad al diagnóstico de la DM1, edad de la madre, lactancia materna, tipo de parto, presencia de partos anteriores y parto múltiple. Se clasifica el peso al nacer (bajo peso, adecuado y elevado) para la edad gestacional utilizando los patrones antropométricos de Carrascosa et al, 2004 y se clasifica la edad al diagnóstico de la DM1 en menor y mayor de 5 años. Los datos se analizan mediante una regresión logística siendo la variable dependiente la presencia o no de DM1.

**Resultados:** Se analizan un total de 1530 niños (306 casos y 1224 controles). El 52,3% de los casos son varones (controles = 50,6%), 77,8% con peso adecuado (controles = 79,2%), el 5,9% con bajo peso (controles = 9,4%) y el 16,3% con peso elevado (controles = 11,4%), el 91,4% de los casos han nacido de madres jóvenes (88,4% controles), 54,9% de parto espontáneo (57,2% controles) y el 80,1% (80% controles) han recibido lactancia materna. Las variables presencia de partos anteriores y parto múltiple se han excluido del análisis dado el bajo grado de cumplimentación. Se observa asociación estadísticamente significativa ( $p < 0,05$ ) entre el peso elevado al nacer y la diabetes tipo 1: OR = 1,46 (IC = 1,03-2,10). No se encuentra asociación de la DM1 con el resto de variables. Se presentan los resultados según edad al diagnóstico (menor o mayor a 5 años).

**Conclusiones:** El peso elevado al nacer puede ser un factor de riesgo o un marcador de desarrollar diabetes tipo 1.

*Financiación: El presente trabajo ha contado con la financiación del ISCIII (RCESP C03/06).*

**ADHERENCIA A LA DIETA MEDITERRÁNEA Y EL RIESGO DE CÁNCER GÁSTRICO DENTRO DEL ESTUDIO DE COHORTE EPIC (EUROPEAN PROSPECTIVE INVESTIGATION INTO CANCER)**

G. Buckland, A. García, M. Méndez, C.A. González, en representación del Grupo de Cáncer Gástrico de EPIC

*Servicio de Epidemiología y Registro del Cáncer, Instituto Catalán de Oncología (ICO).***Antecedentes/objetivos:** Examinar la asociación entre la adherencia a un patrón de Dieta Mediterránea (DM) tradicional y el riesgo de cáncer gástrico (CG) dentro del estudio de cohorte European Prospective Investigation into Cancer (EPIC).**Métodos:** La cohorte EPIC incluye a 521.457 participantes (153.447 hombres), entre 35-70 años, y procedentes de 10 países europeos. La información dietética fue recogida a través de cuestionarios específicos para cada país sobre la frecuencia de alimentos o historia de la dieta que se había llevado a cabo durante los 12 meses anteriores. También se recogió información sobre el estilo de vida y se tomaron medidas antropométricas y muestras de sangre. Un índice de 9 puntos (modificación del índice de Trichopoulos) fue utilizado para medir el grado de adherencia a una DM. El índice valora un consumo alto de frutas, vegetales, frutos secos, cereales, legumbres, pescado y marisco fresco, aceite de oliva, un consumo medio de vino y un consumo bajo de carne roja y procesada. Se aplicaron los modelos proporcionales de Cox para examinar la asociación entre la adherencia a una DM y el riesgo de CG según la localización anatómica (cardia y non-cardia) y el tipo histológico de Lauren (intestinal y difuso).**Resultados:** Después de un seguimiento de 6.5 años de media, se identificaron a 330 casos de CG de los que 311 se utilizaron en el análisis. Se encontró una asociación estadísticamente significativa entre el CG y la adherencia a una DM (alta adherencia a una DM HR = 0,57; IC95% 0,35-0,92). Según la localización anatómica, se observó una tendencia (no significativa) de asociación negativa para el cáncer de no-cardia. Para el tipo histológico, se observó una asociación negativa estadísticamente significativa para el cáncer difuso (alta adherencia a una DM HR = 0,32; IC95% 0,13-0,77) pero no para el cáncer intestinal. Se encontraron diferencias entre sexos, con una asociación negativa estadísticamente significativa en los hombres (para la alta adherencia a una DM HR = 0,36; IC95% 0,18-0,70) pero no en las mujeres.**Conclusiones:** La adherencia a una DM fue asociada a un riesgo menor de CG, especialmente para el tipo difuso. Sin embargo, la asociación negativa fue encontrada solamente en hombres. Esto probablemente es debido a la existencia de menos casos femeninos de CG y más no-casos femeninos, dando por resultado menos poder estadístico para detectar una asociación en mujeres. Aunque nuestro estudio apoya el hecho de que la DM sugiere un papel protector para el riesgo de CG, será necesario un re-análisis con un número creciente de casos femeninos de CG para resolver las diferencias entre sexos.**RELACIÓN ENTRE LA CONCENTRACIÓN SÉRICA DE LEPTINA Y EL ÍNDICE DE MASA CORPORAL EN UNA MUESTRA REPRESENTATIVA DE ADULTOS SANOS ESPAÑOLES**

T. Weibrenner, J. Vioque, L. Asensio, M. García de la Hera, M. Beltra, F Martín

*Universidad Miguel Hernández, Elche-Alicante; Universidad Pablo de Olavide, Sevilla.***Antecedentes/objetivos:** La leptina es una proteína codificada por el gen-ob que juega un papel importante en la regulación de la ingesta dietética y la termogénesis, y que se ha relacionado directamente con el índice de masa corporal (IMC) en diversos estudios. Sin embargo, no está clara aun su relación con otros marcadores metabólicos, con la edad, el sexo y la actividad física en población adulta sana. **Objetivo:** En este estudio se evalúa la relación entre la concentración de leptina sérica y el IMC en una muestra representativa de población adulta sana española, controlando por otras variables metabólicas y características personales.**Métodos:** En este estudio transversal se analizaron los datos de una sub-muestra de 214 hombres y mujeres (mayores de 25 años) en 2004 que participaron en la Encuesta de Nutrición de la Comunidad Valenciana en 1994. Se recogió información sobre características personales (sexo, edad), estilos de vida (actividad física) y estado ponderal (IMC); asimismo se obtuvo consentimiento para una muestra de sangre en ayunas y estimar parámetros metabólicos: leptina, colesterol total, HDL, LDL, triglicéridos, insulina, péptido-C, hemoglobina glicosilada (HbA1c) y grelina. Se analizó la asociación entre leptina (variable dependiente) y las demás variables mediante análisis de correlación, ANOVA y regresión lineal múltiple según la naturaleza de las variables independientes.**Resultados:** La concentración de leptina fue significativamente mayor en mujeres que en los hombres ( $p < 0,001$ ). La concentración de leptina se correlacionó positivamente y significativamente con la edad y el IMC, y de forma negativa con la actividad física y la concentración de colesterol total, HDL, triglicéridos, insulina, péptido-C, HbA1c y grelina. Tras ajustar por IMC, sexo y edad, las correlaciones con HDL, triglicéridos y grelina dejaron de ser significativas. La concentración de leptina mostró una tendencia creciente significativa por categorías del IMC en el análisis ANOVA. En regresión lineal múltiple, el IMC, la edad, los niveles de LDL e insulina y la actividad física fueron predictores significativos de leptina sérica en hombres ( $p < 0,001$ ,  $R^2 = 0,710$ ,  $F = 15,913$ ); en las mujeres lo fueron el IMC, y los niveles de HDL y triglicéridos plasmáticos, ( $p < 0,001$ ,  $R^2 = 0,525$ ,  $F = 9,243$ ).**Conclusiones:** En hombres y mujeres de nuestra población adulta mediterránea, la concentración de leptina plasmática se asoció de forma directa e independiente con el IMC. La actividad física se asoció inversamente con los niveles de leptina sólo en hombres. La leptina puede ser un marcador útil para controlar el exceso peso corporal y los posibles riesgos asociados.*Financiación: CIBERESP.***ESTIMACIÓN DE LA INGESTA DE AMINAS HETEROCÍCLICAS EN POBLACIÓN ADULTA ESPAÑOLA**

L. Esquiús, A. Agudo, A. Berenguer, C.A. González, y grupo EPIC-España

*Servicio de Epidemiología y Registro del Cáncer, Instituto Catalán de Oncología.***Antecedentes/objetivos:** Estimar la ingesta de Aminas Heterocíclicas (AH) en la población adulta española de la cohorte EPIC España. Evaluar las diferencias en la ingesta de AH según la edad, sexo y otras características demográficas o relacionadas con la salud.**Métodos:** La cohorte EPIC-España está formada por 41438 personas reclutadas en 5 provincias españolas: Asturias, Guipúzcoa, Navarra, Murcia y Granada. Para todas ellas se recogió información sobre factores demográficos y hábitos relacionados con la salud. La dieta habitual se recogió mediante el método de la historia de dieta, con información detallada del tipo de alimento, la forma de preparación y la cantidad consumida. Para calcular la ingesta de AH se utilizó la cantidad de cada alimento estimada y según el método de cocción utilizado en la preparación, y se multiplicó por su contenido de AH, recopilado en una base de datos sobre potenciales cancerígenos de la dieta. Aunque la base de datos incluye información sobre diferentes AHs, el compuesto más abundante en los alimentos y por tanto más estudiado es la amino-metil-fenilimidazopiridina (PhIP), que representa aproximadamente el 70% del consumo total de AHs. Los datos sobre otras AHs, tales como MeIQx y DiMeIQx, son menos abundantes y por tanto la estimación de su ingesta es menos fiable.**Resultados:** En promedio la población estudiada consume 16,77 ng/kg/día, con una mediana de 13,92 ng/kg/día. La media diaria de consumo es de 19,17 ng/kg (mediana de 16,56) en los hombres y 15,32 ng/kg (mediana de 11,87) en las mujeres. Por edades, son los individuos de más edad (de 65 a 70 años) los que presentan un consumo más bajo (media de 10,78 ng/kg/día) respecto los otros grupos de edad, con un consumo superior a 15,69 ng/kg/día. Se observa que el consumo de PhIP es mayor en la población del norte de España (media de 22,12 ng/kg/día) que en el sur (media de 8,55 ng/kg/día). En todas estas comparaciones las diferencias observadas son estadísticamente significativas. El 81,24% de PhIP de la dieta en nuestra población es aportado por el consumo de pollo.**Conclusiones:** La estimación del consumo diario de AH en España es comparable con estimaciones realizadas en otros países y publicadas recientemente. El consumo de PhIP es un 25% superior en hombres que en mujeres. La principal fuente de AHs de la dieta española es el pollo. El conocimiento preciso de la ingesta de AH, dado su potencial carcinogénico en estudios experimentales, es de gran interés para un mejor conocimiento de la relación de la dieta con diversos tipos de tumores.**LA INACTIVIDAD FÍSICA ESTÁ ASOCIADA A UN PATRÓN DE CONSUMO DIETÉTICO DE BAJA CALIDAD EN ADOLESCENTES DE LAS ILLES BALEARS**

E. Cabeza, M. Méndez, G. Artiques, P. Henríquez, A. Pujol, A. Pallicer

*DGSP, Conselleria de Salut i Consum. Govern de les Illes Balears; Centre de Recerca d'Epidemiologia Ambiental. Institut Municipal d'Investigació Mèdica; Departament de Enfermeria. Universidad de Las Palmas de Gran Canaria; Gabinet Tècnic. Servei de Salut de les Illes Balears.***Antecedentes/objetivos:** El aumento de la prevalencia de la obesidad infantil nos lleva a pensar que los estilos de vida que favorecen su aparición comienzan ya en etapas tempranas de la vida. Este estudio analiza el grado de asociación entre la inactividad física y el patrón de consumo alimentario en la población escolar de las Illes Balears.**Métodos:** Estudio transversal sobre una muestra representativa de la población escolarizada en el curso 2004-5 de 6º de Educación Primaria (EP) (n = 699) y 4º de Educación Secundaria Obligatoria (ESO) (n = 754). Los alumnos autocumplimentaron un cuestionario que incluía, entre otros, los hábitos alimentarios, tiempo dedicado a ver televisión (TV) y a actividades físicas extra escolares. Se ha construido un índice de dieta mediterránea (test Kidmed modificado) con puntuación positiva para alimentos característicos de la dieta mediterránea tradicional (verduras, frutas, pasta, arroz, legumbres, pescado, cereales y lácteos) y negativa para otros grupos de alimentos (comida rápida, bollería industrial, chucherías) clasificando la puntuación global obtenida en tres categorías: mala, regular y óptima según terciles de consumo. Se analizó la asociación entre inactividad física y un bajo nivel de puntuación Kidmed (test  $\chi^2$ ) para cada curso ajustando posteriormente por sexo, edad, número de hermanos, obesidad de los padres y nivel de estudios materno mediante modelos de regresión múltiple. Se ha realizado un análisis ponderado para tener en cuenta el efecto del diseño de la muestra.**Resultados:** El nivel de inactividad física aumenta con la edad (un 35% de 6º EP y 52% de 4º de ESO dedican  $\geq 3$  horas/día a ver TV, videojuegos u ordenador y el 29% y 27% respectivamente  $\leq 1$  h semanal a actividades físicas extraescolares). Un 8% de los más jóvenes y el 15% de los mayores dedican  $\geq 3$  horas/día a ver TV y  $\leq 1$  h de deporte semanal. El 20% de alumnos mayores con un índice Kidmed bajo son muy inactivos vs el 8% con un índice Kidmed óptimo ( $p < 0,05$ ). En jóvenes, estos porcentajes son de 12% vs 2%. Los alumnos mayores muy inactivos ( $\geq 3$  horas/día a ver TV y  $\leq 1$  h de deporte semanal) tienen una probabilidad muy baja de tener un patrón mediterráneo óptimo (OR = 0,24 IC95% 0,09-0,60). Entre los más jóvenes los resultados son similares (OR = 0,14 IC95% : 0,03-0,68).**Conclusiones:** La inactividad física está fuertemente asociada a un patrón dietético de mala calidad en la población escolar de las Illes Balears.

**ÍNDICE DE MASA CORPORAL Y MORTALIDAD EN POBLACIÓN ADULTA REPRESENTATIVA DE LA COMUNIDAD VALENCIANA**

M. García de la Hera, J. Vioque, T. Weinbrenner, L. Asensio, D. Giménez, I. Melchor

*Dpto. Salud Pública, U. Miguel Hernández; Registro Mortalidad C. Valenciana.*

**Antecedentes/objetivos:** La obesidad definida como un índice de masa corporal (IMC)  $\geq 30$  kg/m<sup>2</sup> supone un problema de salud en aumento a nivel mundial que se ha asociado a un mayor riesgo de muerte en un gran número de estudios. Aunque la mayoría de estudios han mostrado una asociación lineal o en forma de J entre IMC y la mortalidad, mostrando mayor mortalidad a niveles bajo y altos IMC, otros estudios no han mostrado esta asociación pudiendo ser debida a sesgos o confusión. No existen datos acerca del efecto del IMC sobre la mortalidad en población adulta española. **Objetivo:** Evaluar la asociación entre el IMC y el riesgo de muerte por todas las causas en una muestra representativa de población adulta española durante el periodo 1994-2005.

**Métodos:** Se dispuso de información completa para 1800 sujetos (832 hombres y 968 mujeres) que participaron en la Encuesta de Nutrición de la Comunidad Valenciana realizada en 1994 a los que se midió el IMC y se recogió información para edad, sexo, nivel de estudios, consumo de tabaco, consumo de alcohol y actividad física. Se obtuvo el número de fallecidos en el periodo 1994-2005, y mediante regresión de Cox se calcularon riesgos relativos ajustados por las variables anteriores e intervalos de confianza al 95% para la ocurrencia de muerte asociada a cinco categorías del IMC < 20, 20-24 (categoría referencia), 25-29, 30-34 y  $\geq 35$  kg/m<sup>2</sup>.

**Resultados:** Durante el seguimiento, se identificaron 186 fallecimientos (67 cardiovasculares, 46 cáncer y 73 por otras causas). En el análisis crudo se observó una asociación positiva entre IMC y mortalidad con la mayor mortalidad entre las personas con el mayor IMC (0,86, 1,00, 1,79, 1,72, 2,73). Cuando se ajustó por edad, sexo, nivel de estudios, consumo de tabaco, consumo de alcohol y actividad física, la asociación positiva desapareció, observándose la mayor mortalidad entre los de IMC < 20 (RR = 1,70; IC95% 0,80-3,60), y la menor entre los de un IMC 30-34 (RR = 0,59; 0,37-0,96). Los resultados fueron similares para hombres y mujeres. El ser mujer, la actividad física y un mayor nivel de estudios se asociaron a una menor mortalidad, mientras que la edad y el consumo de tabaco se asociaron a una mayor mortalidad.

**Conclusiones:** Contrariamente a lo observado en otros estudios, un IMC elevado (sobrepeso y obesidad) no se asoció a una mayor mortalidad en la población adulta de nuestro estudio, siendo mayor el riesgo de muerte entre los que presentaron un IMC < 20 kg/m<sup>2</sup>.

*Financiación: CIBERESP.*

**¿LA VARIABILIDAD GEOGRÁFICA DEL SOBREPESO Y LA OBESIDAD INFANTIL PUEDE SER EXPLICADA POR EL NIVEL SOCIOECONÓMICO?**

A. Burón, G. Zobl, M. Guxens, D. Ochoa, O. Asensio, E. Duran-Tauler

*PAMEM; UD MPySP IMAS-UPF-ASPB; Institut Universitari Fundació Parc Taulí.*

**Antecedentes/objetivos:** El aumento del sobrepeso (Sp) y la obesidad (Ob) infantil es un importante problema de salud pública en España. Pretendemos estimar la prevalencia de Sp y Ob infantil y su variabilidad en los distritos de la ciudad de Barcelona en relación con el NSE.

**Métodos:** Se utilizaron los datos de la Fase I del estudio sobre la Salud Respiratoria en la Infancia (SARI). Los datos se recogieron mediante encuesta autocumplimentada por los padres. Se incluyeron 10.821 niños de 7 y 8 años (tasa de respuesta 87%) de colegios públicos y privados de Barcelona y Sabadell. Las variables dependientes para este análisis fueron Sp y Ob (definidos según los estándares nacional (EN) e internacional (EI)), y las independientes sexo, ciudad/distrito, nivel educativo de los padres e Índice de Capacitación Económica Familiar (ICEF). Como variables de ajuste: peso al nacer, tabaquismo materno durante el embarazo y de ambos padres durante la vida del niño. Se estimaron modelos de regresión logística.

**Resultados:** La prevalencia global según el EI de Sp es 27,2%, y de Ob 6,2%; según el EN 15,7% y 5,5% respectivamente. Según el EI la prevalencia de Sp es más alta en niños que niñas, sin diferencias por sexo en Ob; según el EN, la prevalencia de ambos es mayor en niños. Hay una gran variación entre distritos: el rango de Sp según EN es de 8,2-23,3% y de Ob 2,1-7,8%; según EI, 17,3-37,1% y 2,6-9,3%, respectivamente; siendo la diferencia global estadísticamente significativa. Existe relación inversa con el nivel educativo de los padres y el ICEF: más Sp y Ob a menor educación e ICEF. Vivir en algunos distritos implica un menor riesgo de Sp (distrito 4 vs 1 según EN: OR 0,45 IC95% 0,29-0,74) y Ob (mismo ej.: OR 0,37 IC95% 0,16-0,84); un nivel educativo bajo un mayor riesgo (EN Sp: ed. básica/sin estudios vs estudios universitarios OR 2,05 IC95% 1,67-2,53; Ob: 2,17 IC95% 1,57-3,01) y un ICEF alto es protector (EN Sp: quintil más alto vs más bajo OR 0,71 IC95% 0,52-0,98; Ob: 0,62 IC95% 0,37-1,06). Al estratificar por sexo, la asociación con el distrito se atenúa y llega a desaparecer en algunos casos, sugiriendo que educación e ICEF explican las diferencias de prevalencia en los distritos.

**Conclusiones:** Las prevalencias de Sp y Ob obtenidas son elevadas y consistentes con otros estudios nacionales. Existe variabilidad geográfica en la prevalencia que en parte puede ser explicada por el nivel socioeconómico de las familias. Acciones preventivas orientadas a la población de riesgo podrían reducir las desigualdades sociales en Sp y Ob.

*Financiación: FIS-98/02, DG SANCO (S12.328106).*