

## COMUNICACIONES ORALES

Jueves, 12 de septiembre (11:30 h)

### O.1.3. Métodos de medición y análisis

Moderador:  
*Miquel Porta*

#### MODELIZACIÓN DEL INTERVALO TEMPORAL “PRIMER SÍNTOMA-CONSULTA MÉDICA” EN EL CÁNCER DE MAMA

E. Benítez, A. Escolar y E. Figueroa

*Servicio de Medicina Preventiva y Salud Pública. Hospital Universitario Puerta del Mar.*

**Objetivos:** Identificar el modelo paramétrico de supervivencia que mejor se ajusta a la distribución del intervalo temporal “primer síntoma—consulta médica” en el cáncer de mama.

**Metodología:** Durante el período comprendido entre julio de 1997 y mayo de 2000 se identificaron 322 casos incidentes, con confirmación histopatológica, de cáncer de mama en las áreas hospitalarias de Cádiz y Puerto Real (472.290 habitantes). Se excluyeron a 61 que eran asintomáticas en el momento del diagnóstico. A través de una entrevista se midieron las variables fecha de aparición del primer síntoma, fecha de la primera consulta médica, y otras (edad, reacción ante el primer síntoma, tipo de primer síntoma,...). Se considera el tiempo de retraso debido al paciente como el transcurrido desde el primer síntoma hasta la consulta con un médico. Los modelos paramétricos de supervivencia, que se comparan fueron el Weibull y el Lognormal, para ambos se calcularon los respectivos tiempos o percentiles relativos. La inclusión de las posibles variables predictoras se realizó mediante el procedimiento de “stepwise”. Para decidir cuál se ajusta mejor a la distribución del tiempo de retraso se utilizaron los siguientes criterios: valor del Log-Likelihood, valor del índice AIC (Akaike information criteria) y una representación gráfica en la que se comparan la función de peligro acumulada calculada a partir de los residuales Cox-Snell de cada modelo, con la obtenida mediante un modelo no paramétrico (Kaplan-Meier). La variable evento fue la consulta a un médico.

**Resultados:** La mediana de retraso fue de 11 días. Los log-likelihood de los modelos ajustados fueron respectivamente, para el Lognormal y Weibull, de -459,29 y -485,58. El valor del índice AIC fue para el Lognormal de 932,58 y de 985,16 para el Weibull. Gráficamente se aprecia que la función de peligro para el modelo Weibull se incrementa de manera monotónica, mientras que para el lognormal el incremento no es lineal. La gráfica indica que el modelo Lognormal se ajusta mejor a los datos que el modelo según Weibull.

**Conclusiones:** El mejor modelo paramétrico para el análisis del intervalo temporal primer síntoma—consulta médica en nuestro estudio ha sido el lognormal, al presentar mayores valores del log-likelihood, menor índice AIC y mejor ajuste gráfico.

19

20

**ESTIMACIÓN NO PARAMÉTRICA CON EVENTOS RECURRENTE. APLICACIÓN A LOS REINGRESOS HOSPITALARIOS EN PACIENTES CON CÁNCER COLORRECTAL**

J.R. González, J. Ribes, E. Fernández, M. Peris, V. Moreno, M. Navarro, A. Hernández y J.M. Borrás

*Servicios de Prevención y Control del Cáncer, Epidemiología y Registro del Cáncer, Oncología Médica y Documentación Médica del Institut Català d'Oncologia (Barcelona).*

**Objetivos:** Los datos con eventos recurrentes suelen darse en muchos ámbitos como en salud pública, biomedicina, psicología o sociología. Un ejemplo de evento recurrente en sanidad son los reingresos hospitalarios. Su modelización puede ser un indicador útil para evaluar el impacto en la historia asistencial del paciente. Sin embargo, dada la particular estructura de este tipo de datos, surgen problemas metodológicos y estadísticos en su análisis. El objetivo de este trabajo es describir los aspectos más relevantes del análisis de datos con eventos recurrentes, presentar las herramientas estadísticas disponibles y aplicarlas a los reingresos de pacientes diagnosticados de cáncer colorrectal según el estadio del tumor.

**Métodos:** Se han analizado 450 casos de cáncer colorrectal pertenecientes al registro de tumores de base hospitalaria del ICO-CSUB diagnosticados entre el 1/1996 y el 12/1998, de los cuales se ha recogido el estadio del tumoral (local, regional, diseminado). La información sobre reingresos se ha obtenido del servicio de documentación médica y de las visitas a consultas externas. Para cada paciente se ha registrado la fecha de ingreso, la fecha de alta y el motivo del ingreso, disponiendo así de: el número de reingresos  $K_i$ , el tiempo transcurrido entre cada reingreso  $T_i (i = 1, \dots, K_i)$  o el tiempo en el que ocurre el reingreso  $S_i (i = 1, \dots, K_i)$  y el tamaño total del período de seguimiento  $(t_i = 1, \dots, K_i)$ . Notamos que el último tiempo de cada individuo estará censurado y corresponde al valor  $(t_i - S_{K_i})$  y que está relacionado con el período de seguimiento de cada paciente. Existen varios aspectos que se deben tener en cuenta en el análisis de este tipo de datos: 1) que la distribución del primer evento sea diferente de la del resto de eventos; 2) que exista correlación entre los tiempos de eventos; 3) que exista dependencia de las interocurrencias y otras covariables; y 4) cómo se trata la censura del último tiempo. Los métodos habituales para estimar la distribución de los tiempos de reingresos, mediante el estimador límite del producto (Kaplan-Meier) o la función de distribución empírica ignorando la censura de la última observación, no son eficientes, están sesgados y no resuelven los aspectos mencionados anteriormente. Se puede generalizar el estimador límite del producto para el caso con eventos recurrentes utilizando el método de los momentos (GLPE). Este estimador, basado en procesos contadores y de renovación resulta ser el estimador no paramétrico de máxima verosimilitud.

**Resultados:** Para resolver el problema de la distribución del primer evento se ha truncado el tiempo al momento de la cirugía del paciente, de esta forma se consigue estudiar sólo el tiempo de reingresos producidos por el tratamiento de la enfermedad. La correlación inter-recurrencias se ha resultado mediante modelos con fragilidad ("frailties"). Para resolver el problema de interocurrencias se ha estratificado el análisis por estadio. La censura se ha resuelto utilizando el estimador GLPE. Como resultado en los datos reales, se ha observado que la distribución de los reingresos difiere en cuanto al estadio del tumor, con una mayor probabilidad de reingreso cuanto más avanzado está el cáncer.

**Conclusiones:** Se han mostrado los principales problemas que surgen a la hora de analizar datos con eventos recurrentes y también cómo se pueden resolver. Se ha ilustrado un ejemplo en el que se ha podido evaluar la relación cuantitativa entre el tiempo que tarda en reingresar un paciente diagnosticado de cáncer colorrectal y el estadio del mismo. En consecuencia, esta técnica puede resultar útil para valorar el consumo de recursos en términos de reingresos en función del estadio del tumor así como modelizar la probabilidad de reingreso en función de otras covariables.

22

**RECORD LINKAGE PARA EL REGISTRO DEL CÁNCER DE CATALUNYA**

C. Tarsa, J. Ribes, M. Perez, J. L. Larriba-Pey, J. Muñoz, F. X. Bosch, J. M. Borrás y P. Viladiu

*Universitat Politècnica de Catalunya (UPC); Institut Català d'Oncologia (ICO).*

El Registro del Cáncer de Catalunya (RCC) ha de recoger información de todos los pacientes oncológicos residentes en Catalunya y ha de ser un sistema de información que elabore los datos disponibles para ayudar en la evaluación del control del cáncer, conocer las necesidades asistenciales de los pacientes y la utilización de los servicios sanitarios. El RCC implica la gestión de grandes bases de datos con la certeza de que sean fiables. Las bases de datos básicas para su creación son las de los servicios de Documentación Médica (Altas Hospitalarias), Anatomía Patológica de todos los centros sanitarios (públicos y privados) y el Registro de Mortalidad de Catalunya. La combinación de todas estas bases de datos es muy útil pero difícil por diversos motivos: la identificación no unívoca de los pacientes, información incompleta y/o incorrecta, consideraciones de seguridad o formato de los datos.

**Objetivo:** Desarrollar un sistema informático que identifique un mismo paciente entre todas las bases de datos necesarias para alimentar el RCC, con el mínimo porcentaje de errores.

**Materiales y métodos:** a) Analizar distintas funciones para la comparación de cadenas de caracteres, en una base de datos de 1.000.000 de apellidos ficticios y con errores. Las funciones analizadas son: la del Censo de los EE.UU., la del Institut Català d'Oncologia (ICO) y una diseñada por nosotros. Se han realizado múltiples tests de 10.000 contra 300 apellidos (extraídos aleatoriamente del millón de apellidos) sobre los que se conocía si eran realmente equivalentes o no, estimando para cada función los positivos, negativos, indecisos, falsos positivos y falsos negativos. b) Comparación de dos bases de datos reales con toda la información disponible (nombre, apellidos, sexo, fecha de nacimiento, municipio y provincia de residencia), mediante una solución basada en modelos probabilísticos (1) y otra en la metodología de prueba y error, el sistema usado actualmente (2).

**Resultados:** a) En la comparación de cadenas de caracteres el número de casos detectados correctamente con la función del Censo de EE.UU. es del 99,25%, con la del ICO del 94,78% y con la nuestra del 99,06%. b) Los resultados preliminares de la comparación de bases de datos reales con toda la información nos sugieren que el sistema basado en un modelo probabilístico reduce el número de casos dudosos respecto al basado en el método de prueba y error.

**Conclusiones:** i) Las funciones del Censo de EE.UU. y la nuestra son similares, aunque en la primera se obtienen mejores resultados en positivos y peores en falsos positivos. ii) La diferencia entre estas dos funciones con la del ICO se hace evidente en bases de datos extensas iii) Los resultados preliminares con datos reales parecen prometedores.

**Implicaciones:** La mejora de los programas informáticos del record linkage conlleva la reducción de casos que requieren revisión manual, logrando un ahorro económico y de tiempo.

(1) W. Winkler. Using the EM Algorithm for Weight Computation in the Fellegi-Sunter Model of Record Linkage. Bureau of the Census. Statistical Research Report Series. No. RR2000/05. Oct. 2000.

(2) J. Muñoz et al. Comunicación personal. Hospital Durán y Reynals. Octubre de 2001.

21

**AUTOMATIZACIÓN INFORMÁTICA DEL REGISTRO HOSPITALARIO DE TUMORES**J. Gálvez, J. Ribes, X. Messeguer, A. Meliá y F.X. Bosch  
*Institut Català d'Oncologia; Universitat Politècnica de Catalunya.*

**Antecedentes:** El Registro Hospitalario de Tumores (RHT) del ICO-CSUB funciona desde el año 1990. En diciembre del año 2000 hay registrados unos 35000 tumores. Las fuentes principales de información son Anatomía Patológica (APA, codificada según las normas de Lovaina), Altas Hospitalarias (AH, codificada en ICD-9) y Admisiones (datos de filiación del paciente).

**Objetivo:** Automatizar informáticamente el RHT mediante la extracción de los datos tumorales (a partir de las fuentes APA y AH), su codificación en ICD-O y su volcado en una base de datos (BD) lo cual permitirá su análisis estadístico y la presentación informatizada de las conclusiones. Hasta ahora todo se hacía de forma manual.

**Métodos:** Se ha trabajado con los datos del período 1999-2000 (10.683 casos) de forma manual (A) y automática (B), y se han comparado los resultados (C). A) Lectura manual por personal médico de los listados de APA y AH, extracción de los datos básicos del tumor: datos de filiación del paciente, localización tumoral, morfología, fecha y método de diagnóstico. Codificación e introducción manual de los casos en la BD. B) Diseño de una Aplicación Informática compuesta por un programa y una base de datos relacional, cuyo algoritmo reproduce el procedimiento manual y permite, además, utilizar tablas de conversión para dar los resultados en ICD-O. C) Comparación de los resultados de extracción manual y automática para la validación de la aplicación.

**Resultados:** El programa trabaja en dos fases lo cual permite el tratamiento diferenciado de los casos considerados fáciles (la mayoría) de los que necesitan un tratamiento más complejo. *Fase 1:* Mediante reglas heurísticas se identifican y extraen los datos de los casos considerados fáciles, aquellos en que se define claramente un único tumor. Estos representan el 80% del total y la concordancia entre la resolución manual y automática es del 98,6%. *Fase 2:* Para el 20% de casos que quedan por tratar se intenta identificar si se tratan de uno o más tumores y extraer sus datos. Se resuelven un 45% (9% sobre el total) y se consigue una concordancia del 91%. El 55% restante (11% sobre el total), se pasa a resolución manual. Ambas fases diferencian casos incidentes de prevalentes, detectan casos que no se han de incluir en el registro según los criterios de exclusión, hacen conversiones de codificaciones y dan indicaciones sobre los tumores que pueden aparecer en los casos que necesiten resolución manual. En total se resuelven el 89% de los casos con una concordancia del 97,8%.

**Conclusiones:** 1) La extracción de datos para un Registro Hospitalario de Tumores se puede automatizar a partir de fuentes de información que ya estén informatizadas. 2) La Aplicación Informática ahorra recursos humanos y económicos al reducir hasta el 11% los casos que necesitan resolución manual. Además permite el volcado directo de los resultados en el registro y la edición automática de una página web actualizada que muestre las propiedades más significativas del registro en forma de gráficos y tablas descriptivas. 3) Aumenta la fiabilidad de los resultados corrigiendo errores manuales de introducción, resolución, interpretación y codificación.

23

**REPRODUCIBILIDAD DE LA DETERMINACIÓN DE PROTEÍNA C REACTIVA POR NEFELOMETRÍA**

J. Llorca, C. Fariñas, M. González-Quirós, I. Sanpedro, M.T. García-Unzueta y J.R. Berrazueta

*Medicina Preventiva y Salud Pública, Universidad de Cantabria, Santander. Servicio de Bioquímica, Hospital Universitario Marqués de Valdecilla, Santander. Servicio de Hospital de Día, Hospital Universitario Marqués de Valdecilla, Santander. Servicio de Cardiología, Hospital Universitario Marqués de Valdecilla, Santander.*

**Antecedentes:** Muchos trabajos han relacionado los niveles plasmáticos de proteína C reactiva (PCR) con el pronóstico del síndrome coronario agudo, el riesgo de infarto o de otros cuadros cardiovasculares. La mayoría de los artículos publicados emplean técnicas ultrasensibles mientras que en la práctica clínica son frecuentes los métodos menos sensibles. El objetivo de este trabajo es medir la reproducibilidad de diferentes técnicas nefelométricas para la determinación de la PCR.

**Métodos:** Se incluyeron en el estudio 40 pacientes con arteriopatía periférica oclusiva que estaban participando en un ensayo clínico controlado; en cada uno de ellos se tomaron tres muestras en diferente momento del ensayo. Cada una de las 120 muestras fue dividida en tres alícuotas y se determinó la PCR por tres procedimientos diferentes aplicados por diferentes analistas. Ninguno de los analistas conocía la finalidad del estudio ni la existencia de otras dos determinaciones. La reproducibilidad se midió mediante el índice kappa (ponderado o no, según el tipo de clasificación empleado) y el coeficiente de correlación intraclase.

**Resultados:** El coeficiente de correlación intraclase tomó valores entre 0,78 y 0,94. Cuando los valores de PCR se categorizaron en cuatro grupos, el índice kappa ponderado tomó valores entre 0,75 y 0,86 y el porcentaje de acuerdo entre las técnicas varió entre 95 y 97%. Cuando los valores de PCR se dicotomizaron ( $\geq 0,5$  mg/dL y  $< 0,5$  mg/dL), el índice kappa varió entre 0,73 y 0,78 y el porcentaje de acuerdo entre 86 y 89%.

**Conclusiones:** La determinación de la PCR es muy reproducible con diferentes técnicas nefelométricas utilizadas por diferentes analistas. Sólo si el objetivo del clínico es medir la PCR por debajo del límite de 0,3 mg/dL (límite de detección en las pruebas no ultrasensibles) sería necesario emplear técnicas ultrasensibles.

24

**CONSTRUCCIÓN DE UN ÍNDICE DE COMORBILIDAD PARA SU APLICACIÓN EN EL ANÁLISIS DE LA SUPERVIVENCIA EN UNA COHORTE DE BASE POBLACIONAL (ESTUDIO COHESCA)**

C. Rius, G. Pérez, J.M. Martínez, M. Barés, A. Schiaffino, M. García, R. Gispert y E. Fernández

*Servei de Medicina preventiva i Epidemiologia, Hospital Universitari Vall d'Hebron, Barcelona. Servei de Informació i Estudis, Departament de Sanitat i Seguretat Social, Barcelona. Unitat de Investigació en Salut Laboral, Universitat Pompeu Fabra, Barcelona. Servei de Prevenció i Control del Càncer, Institut Català d'Oncologia, Barcelona.*

**Antecedentes:** La comorbilidad entendida como la presencia de múltiples trastornos crónicos en la misma persona tiene un efecto aditivo o multiplicativo sobre el riesgo de morir. Para analizar la relación entre mortalidad y morbilidad se ha demostrado la utilidad de los índices de comorbilidad. Los objetivos fueron 1) Construir un índice de comorbilidad que tuviera en cuenta el número y la gravedad de los 16 trastornos crónicos auto-declarados en la Encuesta de Salud de Cataluña de 1994 (ESCA-94) y 2) Aplicar el índice de comorbilidad para establecer las diferencias en la supervivencia en una cohorte representativa de la población de Cataluña.

**Métodos:** La cohorte fue establecida a partir de la conexión entre la información de los 11704 participantes en la ESCA-94 y las defunciones del Registro de Mortalidad de Cataluña (1994-1998). Se asignó un peso a cada trastorno crónico según el RR de morir asociado (ajustado por edad y el resto de los trastornos crónicos). Se calculó el índice de comorbilidad como el sumatorio de los trastornos crónicos declarados multiplicados por su peso. En el análisis de supervivencia se incluyeron los individuos entre 40 y 84 años (3105 hombres y 3536 mujeres) y se utilizó un modelo de riesgos proporcionales de Cox con la edad como escala de tiempo (staggered entries), el índice de comorbilidad como principal variable independiente y se ajustó por clase social, estilos de vida, salud autopercebida e ingreso hospitalario.

**Resultados:** Se asignaron los siguientes pesos según el valor del RR: RR < 1,1 peso = 0, RR = 1,1-1,49 peso = 1, RR = 1,50-2,49 peso = 2 y RR > 2,50 peso = 3. Se obtuvo la nueva variable "índice de comorbilidad" para cada individuo que se categorizó en: 0, 1-2, 3-4, > 4. En los hombres, el RR (IC95%) de morir según las categorías del "índice de comorbilidad" fue de 1,02 (0,73-1,41) en la categoría 1-2, RR = 1,51 (1,00-2,30) en la categoría 3-4 y RR = 2,64 (1,43-4,89) en la categoría > 4 respecto a la categoría de referencia. En las mujeres, los RR fueron de 0,83 (0,55-1,24), 1,71 (1,09-2,72) y 2,65 (1,47-4,77), respectivamente.

**Conclusión:** Se muestra una asociación coherente entre el índice de comorbilidad, que resume tanto el número como la gravedad de los trastornos crónicos, con el RR de morir en una cohorte con 5 años de seguimiento.

26

**¿PODRÍA CONTESTARME UNAS PREGUNTAS?. LOCALIZACIÓN Y CARACTERÍSTICAS DEL CONTACTO TELEFÓNICO EN UN ESTUDIO DE SEGUIMIENTO**

M. García, A. Schiaffino, M. Martí, E. Saltó, G. Pérez, C. Borrell y E. Fernández

*Servicio de Prevención y Control del Cáncer, Institut Català d'Oncologia, L'Hospitalet. Departament de Salut Pública, Ajuntament de Cornellà, Cornellà. Departament de Sanitat i Seguretat Social, Generalitat de Catalunya, Barcelona. Servicio de Información Sanitaria, Institut Municipal de Salut Pública de Barcelona, Barcelona.*

**Antecedentes y objetivos:** La prueba piloto es esencial en el diseño de un estudio epidemiológico y concretamente en la planificación del trabajo de campo. Asimismo, nos permite probar la comprensión del cuestionario, su duración, su factibilidad, poner a prueba el circuito y, por último, estimar la duración del trabajo de campo. El Estudio de Seguimiento de la Encuesta de Salud de Cornellà (ES.ESC) es un estudio prospectivo sobre los determinantes en los estilos de vida y sus consecuencias para la salud en una cohorte representativa de la ciudad de Cornellà. El objetivo del presente trabajo fue describir las características del proceso de localización telefónica de los participantes del ES.ESC en la prueba piloto del estudio (noviembre-diciembre 2001).

**Materiales y métodos:** Mediante la conexión confidencial de datos con el Padrón Municipal de Habitantes de Cornellà (abril 2000) se actualizó la información referente a la dirección y al estado vital de los participantes de la cohorte, constituida a partir de la Encuesta de Salud de Cornellà de 1994 (n = 2.500), y se identificaron las emigraciones y las defunciones. La muestra de la prueba piloto del ES.ESC la constituyeron 100 sujetos seleccionados de forma aleatoria simple entre los miembros de la cohorte. Para localizar a los sujetos se estableció un protocolo de llamadas (hasta 14 intentos, en diferentes franjas horarias y días de la semana, incluyendo sábado o domingo). Las variables utilizadas para la evaluación de la logística del trabajo de campo han sido: el número de llamadas, la duración de la entrevista, la proporción de respuesta, el tipo de cuestionario (general, indirecto y de rechazo) y el horario de las entrevistas.

**Resultados:** Se obtuvieron 74 entrevistas y se detectaron 7 emigraciones y 2 defunciones, 12 de los sujetos no se pudieron localizar de forma alguna, y 5 personas rechazaron realizar la entrevista. Respecto al tipo de cuestionario que se respondió, 65 contestaron el cuestionario general para mayores de 14 años, 9 realizaron el cuestionario para informadores indirectos (6 estaban incapacitados para responder y 3 eran menores de 15 años). Por último, de los 5 rechazos que se produjeron, 4 personas respondieron a un breve cuestionario (estado de salud autopercebida, hábito tabáquico, nivel de estudios y motivo de rechazo). El total de llamadas realizadas fue de 345. Las llamadas telefónicas se realizaron entre las 9:00 y las 24:00 horas, el 57,4% de las entrevistas se realizaron entre las 15:00 y las 21:00 horas y el día de la semana donde se contactó a mayor número de sujetos fue el lunes (42,3%). El 66% de las entrevistas se consiguieron tras realizar entre una y tres llamadas telefónicas, sin embargo, un 17% de los sujetos se contactaron tras realizar entre 7 y 12 llamadas.

**Conclusiones:** La prueba piloto ha tenido consecuencias en la organización posterior y en el establecimiento de un protocolo definitivo del trabajo de campo (horario y número de llamadas, protocolo de entrevista) para aumentar la eficiencia en la localización y entrevista de los sujetos.

25

**VALIDEZ DEL EATING ATTITUDES TEST (EAT-26) PARA CRIBADO DE TRASTORNOS DEL COMPORTAMIENTO ALIMENTARIO**

A. Gandarillas, B. Zorrilla, P. Muñoz, A. R. Sepúlveda, I. Galan, C. Leon, C. Febrel y J. I. Cuadrado

*Sección de Enfermedades No Transmisibles. Servicio de Epidemiología. Instituto de Salud Pública de la Comunidad de Madrid; Área de Epidemiología y Evaluación de Servicios. Departamento de Salud Mental. Consejería de Sanidad. Comunidad de Madrid.*

**Antecedente y objetivo:** Uno de los cuestionarios más utilizados para evaluar la presencia de TCA es el EAT-26, desarrollado por Garner y Garfinkel en 1982. Aunque diseñado inicialmente para diagnóstico de anorexia nerviosa, se ha aplicado también en población no clínica para discriminar caso de TCA y población normal. Se compone de tres factores: "dieta", "bulimia-preocupación por la comida" y "control oral". El objetivo de este estudio es examinar la validez de criterio y fiabilidad de la versión española del EAT-26 como instrumento de cribado de TCA en adolescentes escolarizados.

**Métodos:** Los datos proceden de un estudio transversal en dos fases realizado en una muestra representativa de la población femenina escolarizada en la Comunidad de Madrid, de 1534 alumnas, de 15 a 18 años. Se administró el cuestionario EAT-26 a toda la muestra y previa autorización por escrito de los padres, se realizó una entrevista clínica semiestructurada por un equipo de psicólogos clínicos y psiquiatras, (Eating Disorder Examination 12.0 edición, Fairburn y Cooper, 1993), que incluía la medición de peso y talla. Para el diagnóstico de TCA se siguieron los criterios de la DSM-IV. Se ha realizado un análisis factorial exploratorio, se ha calculado el alfa de Cronbach estandarizada para evaluar la fiabilidad y la curva Receiver Operating Characteristic (ROC) para examinar los atributos de validez de criterio, para los puntos de corte aconsejados por los autores y más frecuentemente utilizados. Los intervalos de confianza que se muestran son al 95%.

**Resultados:** La tasa de respuesta de alumnas que realizaron cuestionario y entrevista fue del 80,4% (N = 1234). Se diagnosticaron un total de 42 casos lo que supone una prevalencia actual del 3,4% (1,9-4,9). Mediante análisis factorial se obtienen resultados similares a los descritos por los autores. Tomando toda la población, el alfa de Cronbach estandarizada para el factor dieta fue de 0,88, de 0,77 para el factor bulimia-preocupación por la comida, y de 0,58 para el factor control oral. La curva ROC presenta un área bajo la curva de 0,89. Para un punto de corte  $\geq 10$  (puntuación obtenida por el 27,1% de la muestra), el test presenta una sensibilidad del 89,7% (75,8-96,1), especificidad del 75,0% (72,4-77,5), VP+ del 10,9% (7,7-14,8), VP- del 99,5% (98,8-99,9) y porcentaje de bien clasificados del 75,5% (72,9-77,9). Para un punto de corte  $\geq 20$  (puntuación obtenida por el 9,2% de la muestra), el test muestra una sensibilidad del 59,0% (42,1-74,4), una especificidad del 92,7% (91,0-94,1), VP+ del 21,5% (14,1-30,5), VP- del 98,5% (97,6-99,1) y porcentaje de bien clasificados del 91,6% (89,8-93,1).

**Conclusiones:** Las características psicométricas de este cuestionario son similares a las descritas por sus autores. Como cuestionario de cribado es útil para diferenciar los casos de TCA de la población normal, aunque es importante señalar el escaso valor predictivo positivo presente siempre que la prevalencia del problema a estudio es baja.

27

**CORRELACIONES ENTRE LAS CONCENTRACIONES SÉRICAS DE 7 COMPUESTOS TÓXICOS PERSISTENTES EN PACIENTES CON CÁNCER DE PÁNCREAS EXOCRINO**

L. Ruiz, M. Porta, M. Jarrod, E. Zumeta, N. Malats, E. Marco, F.X. Real y J. Grimalt

*ESTUDIO PANKRAS II, Instituto Municipal de Investigación Médica, Barcelona; UAB; UPF; CSIC*

**Antecedentes y objetivos:** Debido a su toxicidad, persistencia y bioacumulación en el ambiente, la cadena alimentaria y las poblaciones humanas, los compuestos organoclorados (CO) representan un importante problema ecológico, de seguridad alimentaria y de salud pública (1). La exposición a un CO específico suele ir asociada a la exposición a otros CO, en función de las fuentes de exposición y de las características físico-químicas del compuesto. El análisis de las correlaciones entre las concentraciones séricas de CO individuales puede ayudar a determinar fuentes de exposición comunes y a clarificar las estrategias de análisis estadístico en cuestiones tales como la necesidad de ajustar o no por determinados CO para evaluar la significación etiológica de uno o más CO. El objetivo de este estudio fue analizar las correlaciones entre siete CO en pacientes con cáncer de páncreas exocrino.

**Métodos:** Se analizaron muestras de sangre de 144 casos incidentes de cáncer de páncreas exocrino, reclutados en 5 hospitales de la región mediterránea, y se determinaron sus concentraciones séricas de p,p'DDT, p,p'DDE, polichlorobifenilos (PCB 138, PCB 153 y PCB 180), hexaclorobenceno (HCB) y beta-hexacloro-ciclohexano ( $\beta$ -HCH) mediante cromatografía de gases con detector de captura de electrones. Para las correlaciones entre CO se utilizó el coeficiente de Spearman ( $\rho$ ); se consideraron estadísticamente significativos los valores de  $p < 0,05$ . Se realizó así mismo un análisis de "clusters" entre las diferentes variables, utilizándose el coeficiente de similitud promedio (csp).

**Resultados:** Las correlaciones más fuertes se observaron entre p,p'DDT y p,p'DDE ( $\rho = 0,58$ ,  $p < 0,001$ ), entre HCB y  $\beta$ -HCH ( $\rho = 0,76$ ,  $p < 0,001$ ) y entre los tres PCB ( $0,66 \leq \rho \leq 0,81$ ,  $p < 0,001$ ). Estas altas correlaciones se mantuvieron al estratificar por sexo. Al estratificar por edad, las 3 agrupaciones mencionadas se observaron tanto en los menores como en los mayores de 60 años. Dichos resultados fueron consistentes con los obtenidos en el análisis de clusters, en el que también se observó que las variables quedaban agrupadas en 3 clusters: PCB138, PCB153 y PCB180 (csp = 0,85); p,p'DDT y p,p'DDE (csp = 0,78); y HCB y  $\beta$ -HCH (csp = 0,75). Las  $p$  del p,p'DDT y del p,p'DDE con el  $\beta$ -HCH fueron 0,43 y 0,49, respectivamente, y con el HCB, 0,30 y 0,28 (todas las  $p < 0,001$ ). Las  $p$  del p,p'DDT y del p,p'DDE con los 3 PCBs predominantes estuvieron entre 0,21 y 0,35 ( $p < 0,01$ ).

**Conclusiones:** Las correlaciones entre p,p'DDT y p,p'DDE, y entre los 3 PCBs, reflejan su relación ambiental y metabólica. Las causas de la alta correlación entre HCB y  $\beta$ -HCH no han sido esclarecidas por el momento. Cuando el objetivo del análisis sea aislar los efectos específicos de un CO puede ser conveniente ajustar por las concentraciones de los otros CO más fuertemente asociados con aquél, salvo que se desee poner a prueba hipótesis específicas sobre sus interacciones biológicas. Cuando el objetivo sea explicar las concentraciones internas de un CO, ajustar por las concentraciones de otros CO difícilmente estará justificado, dadas las fuentes comunes, generalmente alimentarias, de la exposición humana. (1) Porta M y cols. Gac Sanit 2002; 16 (3) (en prensa).