

Estimación de la incidencia de cáncer en España: período 1993-1996

V. Moreno^a / J.R. González^b / M. Soler^c / F.X. Bosch^a / M. Kogevinas^d / J.M. Borràs^b,
en nombre del Grupo de Estudio de las Causas del Cáncer en España (GECCE)*

^aServicio de Epidemiología y Registro del Cáncer, Instituto Catalán de Oncología.

^bServicio de Prevención y Control del Cáncer, Instituto Catalán de Oncología.

^cDirección de Atención Primaria Alt Penedés-Garraf.

^dInstituto Municipal de Investigación Médica.

Correspondencia: Dr. Victor Moreno. Servicio de Epidemiología y Registro del Cáncer. Instituto Catalán de Oncología. Gran Vía, km 2,7. 08907 L'Hospitalet. Barcelona. Correo electrónico: v.moreno@ico.scs.es

Recibido: 12 de marzo de 2001.

Aceptado: 23 de mayo de 2001.

*Los miembros del GECCE son:

V. Moreno, F.X. Bosch, S. de Sanjosé, X. Castellsagué, J. Ribes, A. Agudo, C. Alberto González, J.R. González, V. Sánchez, J.M. Borràs, M. Peris y J. Alfons Espinàs, del Instituto Catalán de Oncología, L'Hospitalet; M. Kogevinas, N. Malats y M. Sala, del Instituto Municipal de Investigación Médica, Barcelona; M. Soler, de la Dirección de Atención Primaria Alt Penedés-Garraf; M. Pollán y G. López-Abente, del Instituto de Salud Carlos III; P. Pisani, de la International Agency for Research in Cancer, Lyon, Francia.

(Cancer incidence estimation in Spain: period 1993-1996)

Resumen

Objetivo: Estimar el número de neoplasias incidentes en España para el período 1993-1996.

Métodos: Se han utilizado los datos disponibles de incidencia de los 9 registros poblacionales de cáncer de España publicados en la monografía *Cancer Incidence in Five Continents*, vols VI y VII (período 1983-1992) y los de mortalidad proporcionados por el Instituto Nacional de Estadística (período 1983-1996). Para estimar el número de casos incidentes se han utilizado modelos lineales generalizados mixtos. Se ha modelado la razón incidencia/mortalidad. La provincia de residencia se ha considerado un efecto aleatorio para tener en cuenta la heterogeneidad. Otros factores considerados fueron el sexo, la edad y el período. Los parámetros de los modelos se han estimado por una aproximación bayesiana mediante el software BUGS. Para validar las estimaciones se ha comparado el número de casos observados con los estimados para aquellas provincias en las que se disponía de información.

Resultados: El promedio de casos incidentes anuales para la totalidad de tumores, excepto el de piel no melanoma, en el período 1993-1996 es de 78.440 en los varones y 55.480 en las mujeres. La neoplasia más frecuente en los varones es la de pulmón, con 15.480 casos, seguida de la de vejiga, con 9.445, y la colorrectal, con 8.876 casos. En las mujeres el cáncer más frecuente es el de mama, con 13.490 casos, seguido por el colorrectal, con 8.274 casos. Estas frecuencias absolutas indican una tendencia ascendente para el total de cáncer y para las localizaciones más frecuentes, con excepción del estómago y el cuello de útero. La validación interna de las estimaciones permite calcular que el error relativo es inferior al 10%.

Implicaciones: Se presenta por primera vez una estimación del número de casos incidentes de cáncer en España cal-

Summary

Objective: To estimate the number of incident cases of cancer in Spain between 1993 and 1996.

Methods: We used data on the incidence of cancer from nine Spanish population-based cancer registries published in the monograph *Cancer incidence in Five Continents*, vols. VI and VII (period 1983-92). The National Institute of Statistics provided mortality data (period 1983-96). Generalized linear mixed models were used to estimate the number of incident cases. The incidence/mortality ratio was modeled. To account for heterogeneity, the providence of residence was considered as a random effect. Other factors analyzed were sex, age and period. Model parameters were estimated using a Bayesian approach with BUGS software. Estimates were validated by comparing the observed number of cases with those predicted by the model in the regions with cancer registry data.

Results: The average number of incident cases per annum for all cancer sites except non-melanoma skin cancer was 78,440 for men and 55,480 for women. The most frequent neoplasm in men was lung with 15,480 cases followed by bladder with 9,445 cases and colorectal with 8,876 cases. In women the most frequent cancer was breast with 13,490 cases followed by colorectal with 8,274 cases. These absolute frequencies showed an increasing time trend for all cancers and for the most frequent sites, with the exception of stomach and uterine cervix. Internal validation of the estimates allowed calculation of a relative error smaller than 10%.

Implications: This is the first time that the number of incident cases of cancer in Spain has been estimated with methods that account for heterogeneity. These figures show the importance of cancer as a public health problem in our community.
Key words: Cancer. Incidence. Mortality. Estimation. Generalized linear mixed models. Spain.

culado con una metodología que considera la heterogeneidad. Estos datos permiten situar al cáncer como uno de los principales problemas de salud en nuestro país.

Palabras clave: Incidencia. Mortalidad. Cáncer. Estimación. Modelos lineales mixtos generalizados.

Introducción

La incidencia de cáncer en la población global es un dato generalmente desconocido, a excepción de determinados territorios donde existen registros de cáncer. La mortalidad por cáncer, sin embargo, está disponible a partir de las estadísticas de mortalidad publicadas por el Instituto Nacional de Estadística (INE)¹, que suelen ser exhaustivas, pero que están basadas en los certificados de defunción. Éstos pueden tener problemas de calidad² y, en todo caso, sólo reflejan la fracción de casos con cáncer que finalmente mueren por esta enfermedad, ignorando todos aquellos afectados que, diagnosticados, tratados y curados, acaban muriendo por otras causas. La Agencia Internacional de Investigaciones sobre el Cáncer (IARC) publica quinquenalmente la monografía *Cancer Incidence in Five Continents*, con estadísticas de incidencia de las neoplasias recopilada a partir de los registros poblacionales que cumplen unos criterios de calidad estrictos. Por parte de España, en el último volumen³ colaboran 9 registros (Zaragoza, Navarra, Tarragona, Granada, Mallorca, Murcia, País Vasco, Albacete y Asturias) que cubren un 15% de la población española.

Anteriormente, se han realizado estimaciones de la incidencia en algunas regiones de España^{4,5} y también en su conjunto^{6,8}, con una metodología que suele basarse en una extrapolación a partir de la relación entre la incidencia y la mortalidad en las zonas con incidencia conocida. También se han publicado trabajos basados en estimaciones de futuro⁹ con modelos que consideran fundamentalmente las tendencias a largo plazo, por lo que no reflejan posibles cambios recientes y los resultados no siempre son verosímiles. Por otro lado, en general no se ha calculado la precisión de esas estimaciones o los autores se limitan a comunicar una estimación puntual.

El objetivo de este trabajo fue estimar, mediante modelos lineales mixtos generalizados, el número de neoplasias incidentes en España, utilizando los últimos datos disponibles de los 9 registros poblacionales de cáncer y los datos de mortalidad del INE.

Material y métodos

Fuentes de información

Se han utilizado las estadísticas de mortalidad pro-

porcionadas por el INE para el período comprendido entre 1983 y 1996, último año disponible cuando se solicitaron los datos. Los datos de incidencia poblacional de cáncer se han obtenido a partir de las publicaciones en los volúmenes VI y VII de la monografía *Cancer Incidence in Five Continents* de la IARC^{3,10} que cubren, en general, los períodos 1983-1987 y 1988-1992. Los datos demográficos sobre poblaciones en los períodos de estudio también los proporcionó el INE.

En cuanto a la incidencia, se dispone de información en las provincias donde existe registro de cáncer, pero sólo de los períodos 1983-1987 y 1988-1992, y en alguno de ellos de forma parcial. En total, se dispone de información sobre incidencia de 6 registros en el primer período y de 9 registros en el segundo. En las provincias donde existe un registro, la mortalidad se ha agregado para los mismos años en que hay información sobre incidencia en ese período. Si un registro sólo tenía información de una parte del quinquenio, los años sin información se han agregado y se han tratado de manera similar a las provincias sin datos de incidencia.

Análisis estadístico

Para mejorar la precisión de las estimaciones, los casos de incidencia y de mortalidad se han agregado en quinquenios (1983-1987, 1988-1992 y 1993-1996) y en 18 grupos de edad (de 5 años, desde 0 hasta 84 y 85 o más). Los análisis se han realizado por separado para cada sexo. Se ha trabajado con 48 unidades geográficas, que corresponden a las provincias, con excepción del País Vasco, cuyas tres provincias se han tratado como una región pues el registro de cáncer publica los datos agregados. Los casos de Ceuta y Melilla se han incluido en la provincia de Málaga, por proximidad geográfica, criterio considerado arbitrario pero que no modifica las estimaciones por la escasa población de estos municipios.

Para resumir los resultados se presentarán las estimaciones del número de casos y de la tasa de incidencia estandarizada por edad según la población mundial para cada sexo y los siguientes grupos de edad: menores de 45 años, de 45 a 64 años, de 65 a 84 años y 85 o más años. Estos análisis se han realizado para el total de neoplasias (excepto las de piel no melanoma) y, de manera detallada, para las localizaciones más frecuentes. Los tumores se han clasificado según la novena edición de la Clasificación Internacional de

Enfermedades (CIE9)¹¹. La mortalidad por tumores de útero sin especificar (CIE9-179) se ha repartido entre cuello uterino (CIE9-180) y endometrio (CIE9-182), según la distribución en estas localizaciones de los casos observados en cada una de las provincias. Se han analizado los tumores de colon y recto por separado y también conjuntamente, pues entre estas localizaciones suele haber problemas de clasificación errónea, sobre todo en los datos de mortalidad.

La estimación del número de neoplasias incidentes se ha basado en la consideración de que la razón entre la incidencia y la mortalidad (RIM) es una cantidad constante una vez se consideran el sexo, la edad, el período y la región. Los modelos teóricos descritos para analizar la incidencia y la mortalidad ponen en evidencia que estas dos magnitudes están relacionadas en función de la supervivencia¹². Puesto que no se dispone de datos precisos de supervivencia, se ha asumido que ésta es similar en los territorios analizados y sin variaciones en el tiempo.

Los análisis se han realizado mediante modelos lineales mixtos generalizados. En estos modelos se supone que la respuesta (número de casos incidentes en cada provincia) sigue una distribución de Poisson, y se ha transformado estableciendo logaritmos (tabla 1). Se ha modelado la RIM para cada localización tumoral y, para ello, se ha introducido el logaritmo del número de muertes como una constante predictora (*offset*) en el modelo. Los factores considerados que podrían explicar la variación de la RIM son el sexo, la edad, la región y el período. Se han ajustado modelos por separado para cada sexo y los demás factores se han incluido como predictores en el modelo. El efecto de la edad se ha suavizado mediante un *spline* lineal con 3

nodos¹³. Esta técnica consiste en categorizar la variable en 4 grupos según 3 puntos de corte o nodos (que se han elegido en 30, 55 y 80 años). En el modelo se introducen variables indicadoras de cada categoría de edad con valores crecientes, año a año, de manera que se supone que entre dos nodos la RIM varía de manera lineal y hay una transición suave entre grupos que corresponde con un cambio de pendiente en los nodos. La diferencia con la codificación clásica indicadora (con variables *dummy*) es que en ésta se supone que entre dos nodos la RIM es constante y su valor cambia bruscamente en los mismos.

La provincia de residencia se ha considerado como un efecto aleatorio para poder tener en cuenta la posible heterogeneidad de la RIM entre provincias. Este modelo considera que las provincias con registro de tumores son una muestra aleatoria del total y que cada una puede tener un valor promedio de RIM diferente. La variabilidad de estos valores promedio de RIM se supone que siguen una distribución normal con una variancia desconocida. Ésta, que se estima en el modelo, cuantifica la heterogeneidad entre provincias.

En cuanto al efecto del período, se ha supuesto una tendencia lineal y se ha modelado como una variable cuantitativa para permitir la extrapolación de los datos hasta el quinquenio 1993-1996, período para el que los datos de incidencia no están publicados. Los resultados, por tanto, son una extrapolación espacial (a las regiones sin registros de cáncer) y temporal (al período 1993-1996).

La estimación de los parámetros de los modelos y del número de casos incidentes se ha realizado mediante una aproximación estadística bayesiana empleando métodos de simulación de tipo Monte Carlo siguiendo cadenas de Markov¹⁴ (Markov Chain Monte Carlo Methods [MCMC]), tal como están implementados en el *software* BUGS¹⁵. Esta metodología permite tratar de manera sencilla modelos mixtos (con efectos fijos y aleatorios) y estimar la incidencia en aquellas regiones en las que no se dispone de información. La estimación en un enfoque estadístico clásico consiste en calcular una predicción a partir de los parámetros del modelo. En un enfoque bayesiano, sin embargo, la estimación se trata como un problema de valores desconocidos (o perdidos). A la variable respuesta (el número de casos incidentes) se le asigna una distribución de probabilidad (Poisson) y los valores desconocidos se calculan como el valor esperado de la distribución *a posteriori* de los datos según los parámetros del modelo. Para ello, se emplean métodos basados en la simulación de los parámetros y de los datos desconocidos según el algoritmo MCMC. Estas simulaciones precisan un período inicial de entrenamiento, que se ha fijado en 3.000 ciclos y otro posterior de análisis, en el que se han empleado 5.000 ciclos más. Es importante comprobar que

Tabla 1. Modelo estadístico empleado

Modelo

$i \sim \text{Poisson}(\mu)$

$\log(\mu) = \log(m) + \alpha + U_p + \beta_1 e_1 + \beta_2 e_2 + \beta_3 e_3 + \beta_p \text{período}$

i : casos incidentes

m : muertes

U_p : efecto aleatorio de provincia, $U_p \sim \text{Normal}(0, \tau_{\text{provincia}})$

e_1 : (edad - 29) * I (edad ≥ 30)

e_2 : (edad - 54) * I (edad ≥ 55)

e_3 : (edad - 79) * I (edad ≥ 80)

$\tau_{\text{provincia}} = 1/\sigma^2_{\text{provincia}}$

$I(\text{cond}) = \begin{cases} 1 & \text{si cond cierta} \\ 0 & \text{si cond falsa} \end{cases}$

Distribuciones *a priori*

$\alpha, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_p \sim \text{Normal}(0; 0,001)$

$\tau_{\text{provincia}} \sim \text{Gamma}(0,0001; 0,00001)$

con estos ciclos los parámetros se han estabilizado y convergen hacia un valor fijo. La convergencia se ha valorado con los métodos del paquete de diagnóstico de convergencia CODA¹⁶. Los resultados se presentan como número de casos estimado (valor medio de los 5.000 ciclos de análisis) y su intervalo de credibilidad (IC) del 95% (percentiles 2,5 y 97,5 de la distribución de valores observados en los 5.000 ciclos de análisis). Este intervalo de credibilidad corresponde al intervalo de confianza cuando se emplean métodos estadísticos frecuentistas.

Validación de la predicción de los casos incidentes

Para evaluar la bondad de la estimación de los casos incidentes se ha comparado, en cada registro con información completa (incidencia y mortalidad), el número de casos observado con el estimado por un modelo en el que los datos del registro en cuestión se supuso desconocido y se estimó a partir de la información de los 8 registros restantes. Se ha calculado el error relativo

en la estimación como la diferencia entre casos observados y casos estimados sobre los casos observados. No se ha aplicado un test de significación para comparar las discrepancias entre los valores observados y estimados, pues el poder estadístico de estos tests depende del número de casos observado, que en nuestro caso es muy elevado, por lo que diferencias estadísticamente significativas no se corresponden con diferencias relevantes en la práctica.

Resultados

En la población española, el número anual estimado de pacientes diagnosticados con cáncer, exceptuando los de piel no melanoma, para el período 1993-1996 es de 78.440 (IC del 95%: 60.300-86.360) en los varones y de 55.480 (IC del 95%: 51.760-59.770) en las mujeres. La distribución según la localización tumoral se presenta en la tabla 2. Como es sabido, la neoplasia más frecuente en los varones es el cáncer de pul-

Tabla 2. Estimación de la incidencia de cáncer en España en el período 1993-1996

Localización tumoral ^a	Varones			Mujeres		
	Casos	IC del 95%	TA ^b	Casos	IC del 95%	TA ^b
Cavidad oral y faringe	5.600	(4.742-6.330)	21,48	890	(685-1.162)	2,54
Esófago	1.527	(1.322-1.748)	5,62	233	(155-341)	0,52
Estómago	5.328	(4.879-5.784)	17,50	3.010	(2.726-3.394)	6,81
Colon	5.370	(4.897-5.831)	17,00	5.566	(5.076-6.068)	13,7
Recto	3.506	(2.994-4.000)	11,40	2.706	(2.340-3.118)	6,93
Colorrectal	8.976	(7.927-9.812)	29,21	8.272	(7.467-9.080)	20,79
Hígado	2.469	(1.998-2.965)	7,95	1.200	(1.006-1.416)	2,54
Vesícula biliar	683	(546-835)	2,12	1.243	(1.070-1.449)	2,59
Páncreas	1.537	(1.308-1.803)	5,07	1.582	(1.326-1.872)	3,48
Laringe	3.480	(3.087-3.863)	12,95	102	(41-178)	0,30
Pulmón	15.482	(14.350-16.750)	52,35	1.413	(1.182-1.663)	3,77
Melanoma	640	(496-813)	2,40	1.484	(1.200-1.860)	4,99
Vejiga urinaria	9.446	(8.698-10.290)	30,85	1.820	(1.515-2.175)	4,07
Riñón	2.161	(1.877-2.515)	7,46	1.146	(889-1.549)	3,31
Tiroides	275	(160-430)	1,73	777	(588-1.012)	3,63
Encéfalo y sistema nervioso	2.086	(1.793-2.425)	8,55	1.557	(1.296-1.855)	5,75
Linfomas no hodgkinianos	1.965	(1.642-2.407)	7,27	1.767	(1.468-2.118)	5,16
Linfoma de Hodgkin	395	(288-516)	1,67	389	(260-577)	1,49
Mieloma	820	(660-1.008)	2,63	651	(527-802)	1,59
Leucemias	1.983	(1.744-2.242)	7,25	1.451	(1.236-1.672)	4,46
Próstata	8.445	(7.220-9.913)	23,44			
Mama				13.492	(11.890-15.510)	44,60
Cérvix uterino				1.407	(1.172-1.707)	5,34
Endometrio				3.231	(2.669-4.015)	9,65
Ovario				2.864	(2.529-3.269)	12,06
Todos, excepto de piel no melanoma	78.440	(60.300-86.360)	272,81	55.480	(51.760-59.770)	161,50

^aOrdenadas según los códigos ICD-O (excepto los tumores de órganos sexuales, que están al final).

^bTA: tasa ajustada a la población mundial por 100.000 habitantes.

món, con una estimación de cerca de 15.500 nuevos casos anuales, seguida de la neoplasia de vejiga urinaria, con unos 9.500, y del cáncer colorrectal y de próstata, con unos 8.500 cada uno. En mujeres destacan los 13.500 nuevos casos anuales estimados de cáncer de mama, seguidos por los 8.300 de cáncer colorrectal. Las estimaciones para el endometrio y el estómago se encuentran a más distancia, con más de 3.000 casos cada uno. En la tabla 2 también se presenta la estimación de las tasas estandarizadas por edad según la población mundial, que permiten realizar comparaciones con otros países.

En las tablas 3 y 4 se reflejan las estimaciones por grupos de edad y localización tumoral para varones y mujeres, respectivamente. En general, los tumores más frecuentes tienen un patrón de distribución por edad similar, por lo que lo siguen siendo en los diferentes grupos de edad. En los grupos de edad de menores de 45 años se aprecia la repercusión de tumores del sistema nervioso y hematológicos. En los varones, los tumores con mayor incidencia estimada en edades avanzadas (superiores a 85 años) son el de próstata, colorrectal, pulmón, vejiga urinaria y estómago, que dan cuenta del 75% de los casos en estas edades. En las mujeres destacan el cáncer colorrectal, de mama, estómago y vejiga urinaria, que en conjunto suponen un 48%.

Las estimaciones demuestran un aumento progresivo del número de casos entre períodos. En los varones se pasa de los 55.000 casos estimados en el período 1983-1987 a 67.000 en el 1987-1992 y los casi 85.000 en el 1993-1996. En las mujeres la evolución es desde 43.000 en el período 1983-1987 a 50.000 en el 1987-1992 y más de 55.000 en el 1993-1996. Esta tendencia de aumento en el total de cáncer estimado se corresponde con las tendencias de los tumores más frecuentes (fig. 1), tanto en varones como en mujeres, con excepción del cáncer de estómago, que disminuye en los dos sexos, y el cáncer de cuello de útero en las mujeres que, a pesar de ser poco frecuente, también disminuye, pasando de 2.300 casos anuales estimados en el período 1983-1987 a 1.400 en el 1993-1996.

En cuanto a la validación de los modelos utilizados, se ha calculado para ambos sexos el error relativo promedio en la estimación del número de casos en los períodos 1983-1987 y 1988-1992 en las provincias con información completa. Como resumen de los resultados se comentarán los del melanoma, tumor de relativa baja frecuencia en ambos sexos, y los de cáncer de pulmón en los varones y de mama en las mujeres, que son de alta frecuencia. De esta manera, se pretende comprobar la consistencia de los modelos en situaciones extremas de incidencia.

Tabla 3. Estimación de la incidencia anual de cáncer en España en los varones según la edad (período 1993-1996)

Localizaciones tumorales ^a	< 45 años		45-64 años		65-84 años		≥ 85 años	
	Casos	IC del 95%	Casos	IC del 95%	Casos	IC del 95%	Casos	IC del 95%
Cavidad oral y faringe	473	(95-533)	2.914	(2.468-3.303)	2.089	(1.763-2.382)	124	(96-153)
Esófago	65	(50-81)	784	(674-899)	623	(534-720)	55	(40-72)
Estómago	230	(205-259)	1.659	(1.499-1.808)	3.053	(2.786-3.326)	386	(341-438)
Colon	208	(179-234)	1.443	(1.308-1.578)	3.280	(2.957-3.583)	439	(378-501)
Recto	93	(73-118)	1.088	(920-1.243)	2.086	(1.775-2.382)	239	(197-286)
Colorrectal	301	(256-346)	2.531	(2.256-2.805)	5.366	(4.786-5.946)	778	(686-870)
Hígado	68	(50-86)	705	(588-826)	1.577	(1.263-1.914)	119	(91-151)
Vesícula biliar	9	(4-13)	174	(135-218)	440	(348-543)	60	(43-80)
Páncreas	57	(43-73)	508	(425-602)	874	(744-1.026)	98	(75-123)
Laringe	213	(184-242)	1.754	(1.557-1.964)	1.454	(1.284-1.624)	59	(44-75)
Pulmón	529	(471-604)	5.545	(5.132-6.007)	8.804	(8.145-9.515)	604	(541-677)
Melanoma	114	(85-150)	257	(194-335)	236	(180-303)	33	(21-49)
Vejiga urinaria	338	(296-382)	2.828	(2.585-3.103)	5.692	(5.230-6.210)	588	(522-661)
Piñón	137	(111-168)	769	(659-897)	1.173	(1.012-1.376)	82	(61-107)
Tiroides	164	(92-267)	51	(25-95)	51	(26-90)	9	(2-22)
Encéfalo y sistema nervioso	588	(494-703)	730	(621-854)	726	(616-856)	42	(25-61)
Linfoma no hodgkiniano	381	(311-471)	641	(529-793)	875	(726-1.074)	68	(49-92)
Linfoma de Hodgkin	208	(148-275)	119	(862-159)	64	(43-90)	4	(0-8)
Mieloma	23	(14-33)	247	(193-311)	476	(380-586)	74	(13-51)
Leucemias	365	(310-427)	469	(405-542)	1.006	(883-1.146)	143	(115-174)
Próstata	13	(8-18)	1.030	(868-1.230)	6.161	(5.265-7.218)	1.241	(1.050-1.462)
Todos, excepto de piel no melanoma	5.116	(3.918-5.639)	25.521	(19.590-28.080)	43.032	(33.170-47.270)	4.771	(3.674-5.259)

^aOrdenadas según los códigos ICD-O (excepto los tumores de órganos sexuales, que están al final).

Tabla 4. Estimación de la incidencia anual de cáncer en España en las mujeres según la edad (período 1993-1996)

Localizaciones tumorales ^a	< 45 años		45-64 años		65-84 años		≥ 85 años	
	Casos	IC del 95%	Casos	IC del 95%	Casos	IC del 95%	Casos	IC del 95%
Cavidad oral y faringe	115	(82-155)	271	(203-360)	414	(318-540)	90	(64-124)
Esófago	7	(3-12)	53	(32-84)	128	(84-189)	45	(27-68)
Estómago	145	(125-169)	568	(502-657)	1.797	(1.626-2.019)	500	(436-580)
Colon	248	(218-279)	1.372	(1.233-1.511)	3.220	(2.928-3.521)	726	(642-808)
Recto	160	(129-197)	700	(598-814)	1.570	(1.354-1.816)	276	(228-322)
Colorrectal	408	(357-459)	2.072	(1.845-2.298)	4.790	(4.325-5.254)	1.002	(883-1.120)
Hígado	27	(18-36)	175	(140-215)	773	(647-919)	225	(177-274)
Vesícula biliar	6	(3-9)	202	(167-241)	819	(700-956)	216	(177-261)
Páncreas	30	(19-42)	301	(246-368)	993	(832-1.181)	258	(207-319)
Laringe	17	(5-33)	29	(11-52)	45	(16-85)	11	(3-23)
Pulmón	115	(88-145)	387	(317-464)	769	(642-905)	142	(110-179)
Melanoma	411	(317-531)	478	(391-586)	495	(389-622)	100	(71-135)
Vejiga urinaria	103	(72-141)	300	(242-370)	1.124	(927-1.348)	293	(235-361)
Riñón	119	(86-171)	340	(258-464)	594	(456-800)	93	(65-132)
Tiroides	295	(202-401)	264	(196-341)	192	(142-252)	26	(15-40)
Encéfalo y sistema nervioso	419	(342-514)	467	(383-560)	635	(524-764)	36	(24-52)
Linfomas no hodgkinianos	223	(179-273)	509	(417-620)	925	(765-1.109)	110	(83-143)
Linfoma de Hodgkin	229	(153-342)	47	(29-71)	95	(59-144)	18	(7-35)
Mieloma	13	(8-20)	162	(126-205)	410	(331-508)	66	(46-85)
Leucemias	261	(214-312)	330	(277-386)	731	(618-846)	129	(101-159)
Mama	2.040	(1.770-2.366)	5.771	(5.071-6.634)	4.960	(4.371-5.691)	721	(623-842)
Cérvix uterino	525	(434-636)	541	(442-663)	298	(245-366)	43	(31-57)
Endometrio	134	(102-181)	1.375	(1.136-1.713)	1.604	(1.325-1.988)	118	(89-156)
Ovario	392	(333-458)	1.150	(1.004-1.320)	1.199	(1.052-1.377)	123	(96-154)
Todos, excepto de piel no melanoma	6.243	(5.785-6.750)	17.341	(16.160-18.720)	26.632	(24.830-28.700)	5.264	(4.886-5.695)

^aOrdenadas según los códigos ICD-O (excepto los tumores de órganos sexuales, que están al final).

El número de casos estimados para el cáncer de pulmón en los varones es un 4,1% y un 1,7% menor que el observado en el primer y segundo períodos, respectivamente. La estimación para el cáncer de mama es, en el primer período, un 1,4% menor que el valor observado. En el segundo período, sin embargo, el valor estimado es un 4,2% superior al observado. Para el melanoma, en los hombres, el modelo estima un 2,6% y un 0,2% menos de los observados para el primer y segundo períodos, respectivamente, mientras que en las mujeres la estimación es un 0,7% menor a lo esperado en el primer período y un 7,9% superior a lo esperado en el segundo. En la figura 2 se recogen las tasas específicas por edad observadas y las correspondientes tasas estimadas según nuestro modelo para estos tumores en el segundo período, para el subconjunto de los registros con información sobre incidencia.

Discusión

Las estimaciones de la incidencia del cáncer reali-

zadas para el conjunto de España en el período 1993-1996 permiten apreciar la magnitud de estas enfermedades. Aproximadamente, se diagnostican 130.000 nuevos casos cada año, 78.000 en varones y 55.000 en mujeres. Estas cifras se han estimado con modelos estadísticos que aprovechan al máximo la información disponible y tienen en cuenta la posible heterogeneidad en la distribución de la incidencia y la mortalidad del cáncer entre regiones.

Estas estimaciones de la incidencia son importantes, pues permiten valorar la repercusión del cáncer como problema de salud mejor que la mortalidad. Es evidente que los pacientes con cáncer curados, o con enfermedad pero fallecidos por otras causas, no aparecen en las estadísticas de mortalidad pero sí consumen recursos sanitarios. Este fenómeno reviste una especial importancia en tumores frecuentes y con supervivencia relativamente larga, como el cáncer colorrectal o de mama. También es importante en personas de edades avanzadas, cuando entran en competición las diferentes causas de muerte. La planificación de la atención oncológica debe realizarse basándose en las cifras absolutas de pacientes diagnosticados¹⁷. Estas

Figura 1. Estimación de la incidencia anual de cáncer en España para los períodos 1983-1987, 1988-1992 y 1993-1996 para las localizaciones tumorales más frecuentes.

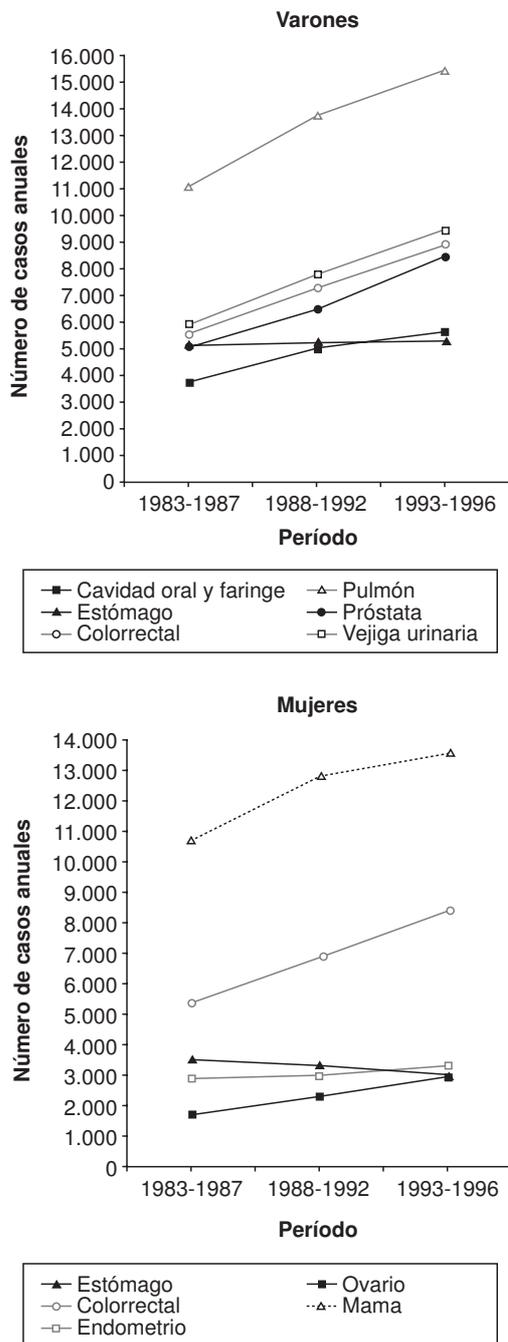
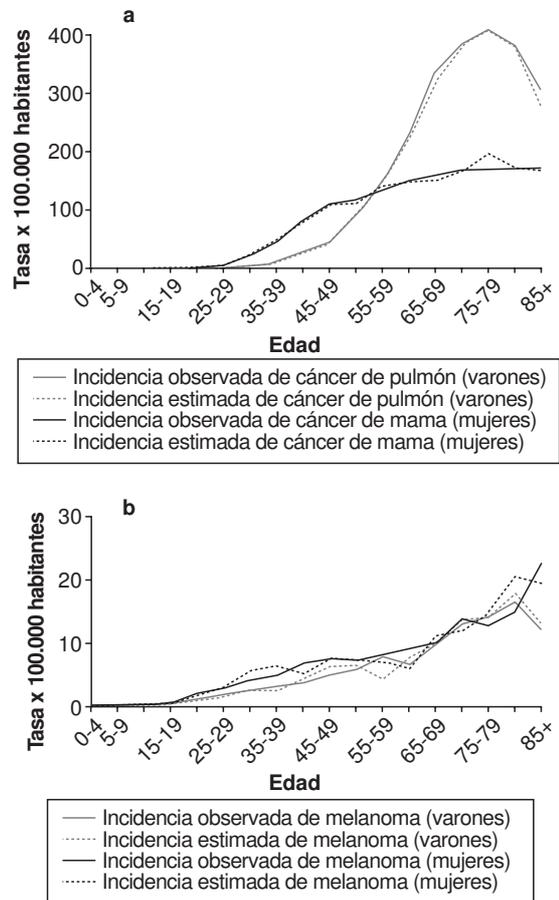


Figura 2. Incidencia anual observada y esperada de cáncer de pulmón en varones y de mama en mujeres (a), y de cáncer de piel melanoma para cada sexo (b) según la edad para el período 1988-1992.



estimaciones ponen de manifiesto las necesidades de recursos específicos para atender a los pacientes con los tumores más frecuentes. Unos 17.000 pacientes se diagnostican anualmente de cáncer colorrectal, 17.000 más de cáncer de pulmón y 14.000 de cáncer de mama.

A pesar de que este trabajo no pretende evaluar las tendencias temporales en la incidencia del cáncer en España, que deberían tratarse con otra metodología estadística, los resultados de las estimaciones obtenidas para los tres períodos analizados demuestran un aumento de esta incidencia en ambos sexos. Estos incrementos deben atribuirse, por una parte, a un posible efecto real relacionado con mayores exposiciones a factores de riesgo. Sin embargo, incluso en ausencia de mayores exposiciones, sería esperable un aumento en el número de casos observado debido al envejecimiento de la población. Otros fenómenos, como la mejora en la calidad de los registros, tanto de mortalidad, basados en los certificados de defunción, como los de incidencia del cáncer, así como una mejora en los métodos diagnósticos de algunas neoplasias, permiten observar un aumento progresivo en el número de casos que antes quedaban sin registrar correctamente.

La metodología empleada se basa en la constancia de la razón entre incidencia y mortalidad una vez se tiene en cuenta el sexo, la edad, el período y la región. La incidencia y la mortalidad están relacionadas por la supervivencia; algunos cambios en esta última podrían afectar las estimaciones. En concreto, las mejoras en los tratamientos y en las actividades de cribado pueden hacer que aumente la tasa de curación o se retrase la mortalidad respecto a la incidencia, lo que resultaría en infraestimaciones de esta última. Los escasos datos de supervivencia poblacional de que se dispone¹⁸ muestran, en el ámbito europeo, una ligera tendencia reciente al aumento del tiempo de supervivencia. La supervivencia relativa a los 5 años (SR5) mejoró de un 41,5% en el período 1984-1986 a un 43,0% en el 1987-1989. Los tumores frecuentes que más se han beneficiado de esta mejora en los períodos mencionados son: recto (SR5 pasa de 41,2% a 46,3%), mama (SR5, de 71,9 a 74,3%) y próstata (SR5, de 54,9 a 59,1%). La mejora de la supervivencia es menor para las neoplasias de colon (SR5, pasa de 47,5 a 48,8%) y las de pulmón (SR5, de 9,2 a 9,7%). Como puede apreciarse en estas cifras, los cambios en la supervivencia son de pequeña magnitud y su reflejo en la mortalidad es lento, por lo que su impacto en la estimación de la incidencia debería ser escaso.

La estimación se ha realizado empleando los datos de registros de cáncer poblacionales que sólo cubren el 15% de la población española. Las tasas de mortalidad ajustadas por edad de las provincias con registro de tumores son similares a las del conjunto de España. Las razones de tasas de mortalidad estandarizadas (RME) para estas provincias respecto al conjunto de España, para todos los tumores malignos en las mujeres, oscilan entre el 94% de Albacete y el 108% de Zaragoza. En los varones son algo más variables y oscilan entre el 76% de Albacete y el 120% del País Vasco. Puede decirse, por tanto, que las provincias con registro de tumores no son una selección muy sesgada del conjunto de provincias españolas en cuanto a la mortalidad. No se dispone de información respecto de otros aspectos relacionados con el proceso de estimación que

se ha realizado, como la supervivencia, que se ha supuesto similar en el conjunto de España.

La validación interna realizada con las regiones donde se conoce la incidencia ha demostrado que los errores relativos de la estimación son reducidos, en general inferiores al 10%. Como complemento, en este análisis se ha hecho un esfuerzo para calcular los intervalos de credibilidad de las estimaciones, de manera que cada cifra vaya acompañada de la incertidumbre que se genera en todo proceso de estimación. La mayoría de los coeficientes de variación de las estimaciones oscilan entre un 5 y un 15%. Estos valores de error o incertidumbre son razonables teniendo en cuenta que la proporción de datos estimados respecto a los conocidos era de 6 a 1.

Las estimaciones presentadas aquí son similares a las realizadas por la IARC en sus productos informáticos EUCAN⁷ y GLOBOCAN⁸. Existen ligeras discrepancias en algunas localizaciones tumorales, como el cáncer colorrectal en los varones, que EUCAN estima en cerca de 10.000 casos, 1.000 más que nuestro modelo, pero todas las demás estimaciones están dentro de los límites de confianza de las nuestras. Las diferencias pueden ser debidas a que en EUCAN empleen una metodología diferente, y a que las estimaciones son para 1996 mientras que las nuestras son para el período 1993-1996.

En conclusión, se presenta por primera vez una estimación del número de casos incidentes de cáncer en España calculado con una metodología que considera la heterogeneidad. Estos datos permiten situar a este conjunto de enfermedades como uno de los principales problemas de salud de nuestra comunidad por su volumen.

Agradecimientos

Los autores agradecen a Elisabeth Ginó su ayuda en el análisis estadístico de algunos apartados. Este trabajo ha sido financiado por el Fondo de Investigaciones Sanitarias de la Seguridad Social (proyecto FIS 98/1399).

Bibliografía

1. Servidor web del Instituto Nacional de Estadística. <http://www.ine.es>, 2001.
2. Benavides FG, Bolumar F, Peris R. Quality of death certificates in Valencia, Spain. *Am J Public Health* 1989; 79: 1352-1354.
3. Cancer Incidence in Five Continents, Vol. VII. Lyon: International Agency for Research on Cancer, 1997.
4. Vioque J, Navarro Gracia JF, Millas J, Mateo de las Heras E. Evolución y predicción de la incidencia del cáncer de mama en Zaragoza, 1961-2000. *Med Clin (Barc)* 1993; 101: 12-17.
5. Borràs J, Viladiu P, Galcerán J, Izquierdo A, Beltran M, Mariné E et al. La incidència del càncer a Catalunya. En: Borràs JM, Borràs J, Viladiu P, Bosch FX, editores. *Epidemiologia i prevenció del càncer a Catalunya (1975-1992)*. Barcelona: Institut Català d'Oncologia (ICO), 1997; 39-137.
6. Black RJ, Bray F, Ferlay F, Parkin DM. Cancer incidence and mortality in the European Union: Cancer registry data and estimates of national incidence for 1990. *Eur J Cancer* 1997; 33: 1075-1107.
7. Ferlay J, Bray F, Sankila R, Parkin DM. EUCAN: cancer incidence, mortality and prevalence in the European Union 1996, version 3.1. Lyon: IARC Press, 1999. Edición limitada en <http://www-dep.iarc.fr/eucan/eucan.htm>.

8. Ferlay J, Bray F, Pisani P, Parkin DM. GLOBOCAN 2000: cancer incidence, mortality and prevalence worldwide. Versión 1.0. IARC Cancer Base N.º 5. Lyon: IARC Press, 2001. Edición limitada en <http://www-dep.iarc.fr/globocan/globocan.htm>.
 9. Ocaña-Riola R, Martínez-García C. Predicción de las tasas de incidencia y mortalidad por cáncer en España para el año 2000. *Aten Primaria* 1999; 24: 563-568.
 10. Cancer Incidence in Five Continents, Vol VI. Lyon: International Agency for Research on Cancer, 1992.
 11. World Health Organization. International Classification of Diseases (9.ª revisión). Ginebra: World Health Organization, 1992.
 12. Capocaccia R. Relationships between incidence and mortality in non-reversible diseases. *Stat Med* 1993; 12: 2395-2415.
 13. Durrleman S, Simon R. Flexible regression models with cubic splines. *Stat Med* 1989; 8: 551-561.
 14. Gelman A, Rubin DB. Markov chain Monte Carlo methods in biostatistics. *Stat Meth Med Res* 1996; 5: 339-355.
 15. Spiegelhalter DJ, Thomas A, Best N, Gilks WR. BUGS 0.5: Bayesian inference using Gibbs sampling. Manual (versión 2). Cambridge: Medical Research Council Biostatistics Unit, 1996.
 16. Best NG, Cowles MK, Vines SK. CODA: convergence diagnosis and output analysis software for Gibbs sampling output, Version 0.3. Cambridge: MRC Biostatistics Unit, 1995.
 17. Gerszten PC. Oncology in the era of managed care. *J Oncol Manag* 1998; 7: 21-23.
 18. Berrino F, Gatta G, Chessa E, Valente F, Capocaccia R. The EURO CARE II study. *Eur J Cancer* 1998; 34: 2139-2153.
-