

Tendencia temporal de la incidencia de cáncer en Navarra y Zaragoza

G. López-Abente¹ / M. Pollán¹ / A. Vergara² / E. Ardanaz³ / P. Moreo² / C. Moreno³ / M. Ruiz¹

¹Servicio de Epidemiología del Cáncer. Centro Nacional de Epidemiología. Instituto de Salud Carlos III. Madrid.

²Registro de Cáncer de Zaragoza. Delegación Provincial de Salud. Zaragoza.

³Registro de Cáncer de Navarra. Instituto de Salud Pública de Navarra. Pamplona.

Correspondencia: Gonzalo López-Abente. Servicio de Epidemiología del Cáncer. Centro Nacional de Epidemiología. Instituto de Salud Carlos III. Sinesio Delgado, 6. 28029 Madrid. E-mail: glabente@isciii.es

Este estudio ha contado con la financiación del Fondo de Investigación Sanitaria (FIS 94/150).

Recibido: 3 de mayo de 1999

Aceptado: 22 de septiembre de 1999

(Time trends in cancer incidence in Navarra and Zaragoza, Spain)

Resumen

Objetivo: Conocer los cambios que se producen en los patrones de incidencia y mortalidad por cáncer con el paso del tiempo es un elemento básico para su control. En este trabajo se presentan los resultados sobre la evolución temporal de la incidencia de los tumores más importantes en Navarra y Zaragoza.

Métodos: Se ha utilizado un modelo log-lineal para evaluar el efecto de la edad, el período de diagnóstico y la cohorte de nacimiento en las tendencias de la incidencia de cáncer empleando los datos de los registros de Navarra y Zaragoza. Los resultados se muestran en forma gráfica para los diferentes tumores, en cada registro y sexo.

Resultados: En hombres, destaca el fuerte aumento de la incidencia en cáncer de pulmón (5% anual), próstata (> 2% anual) y linfomas no hodgkinianos. En mujeres, los incrementos más altos se han producido en linfomas no hodgkinianos con aumentos superiores al 7% anual y en el cáncer de ovario (4% anual). El cáncer de mama en mujeres ha aumentado en ambas provincias (Navarra 3,5% y Zaragoza 0,9%), siendo una parte del incremento en Navarra derivado de una mayor detección de casos. En ambos registros y en los dos sexos se han producido incrementos de la incidencia superiores al 3% anual en cáncer colorrectal, de vejiga y de riñón. Para la mayor parte de los tumores el riesgo de padecer un cáncer se incrementa en las sucesivas generaciones, con la excepción del cáncer de estómago y del cáncer de hígado.

Conclusiones: El importante incremento de la incidencia de cáncer pone de manifiesto la insuficiencia de las políticas de prevención primaria, la importancia de disponer de datos de incidencia en series prolongadas en el tiempo y la necesidad de aumentar la cobertura poblacional de los registros de cáncer en España.

Palabras clave: Incidencia. Cáncer. Epidemiología. Modelización estadística.

Abstract

Background and objectives: The knowledge of time-related changes occurring in cancer incidence and mortality is an essential element for cancer control. This paper aims to describe the time trends of the more important cancer sites in Navarra and Zaragoza.

Methods: The influence of age, diagnosis period and birth cohort on the observed time trend cancer incidence in Navarra and Zaragoza was assessed using a log-linear model. Results are showed graphically, for the different tumour sites by sex and each registry.

Results: Among males, a considerable rise in the incidence of lung cancer (5% per year), prostate cancer (> 2% per year) and non-Hodgkin's lymphomas was found. Among females, the highest increases corresponded to non-Hodgkin's lymphomas, with a yearly rise greater than 7%, and ovarian cancer (4% per year). Breast cancer in women increased in both registries (3.5% per year in Navarra and 0.9% per year in Zaragoza), part of the increment in Navarra being explained by a higher case detection rate. Finally, the incidence of colorectal, bladder and kidney cancer rose more than a 3% per year in both registries and sexes. For most types of tumours, cancer risk increased with subsequent generations.

Conclusion: The substantial cancer increment observed points out the inefficacy of primary prevention policies, the importance of studying cancer incidence for long time periods and the need to increase the population coverage of Spanish cancer registries.

Key words: Cancer incidence. Epidemiology. Statistical modelling.

Introducción

Conocer los cambios que se producen en los patrones de incidencia y mortalidad por cáncer con el paso del tiempo es un elemento básico para su control. El estudio sistemático de las tendencias temporales de la incidencia y de la mortalidad por cáncer pone de manifiesto fenómenos que ayudan a comprender la etiopatogenia de la enfermedad, alertan sobre su importancia actual o futura y pueden proporcionar información sobre los efectos de los programas de detección precoz o de las nuevas pautas de tratamiento¹.

El estudio de la mortalidad, por la universalidad de su registro, es el instrumento más conocido de evaluación de las tendencias temporales del cáncer. Sin embargo, las mejoras diagnósticas y sobre todo los avances terapéuticos (y por tanto de la supervivencia) hacen que sea importante contrastar las tendencias de la mortalidad con los datos de incidencia^{1,2}. En este contexto, recientemente se habían puesto de manifiesto aspectos de las tendencias temporales de la mortalidad por cáncer en España³ que necesitaban ser comprobados por el estudio de la evolución de la incidencia.

La incidencia de cáncer en la población se conoce a través de los registros poblacionales de tumores. La publicación «*Cancer Incidence in Five Continents Vol VII*»⁴ incluye datos de los registros de Albacete (1991-92), Asturias (1988-91), País Vasco (1988-91), Granada (1988-92), Mallorca (1988-92), Murcia (1988-92), Navarra (1987-91), Tarragona (1988-92) y Zaragoza (1986-90). En la actualidad existen además registros de tumores poblacionales en Gerona, Comunidades Valenciana y Canaria, y proyectos de consolidación o implantación en otras. El primero de estos registros se creó en Zaragoza en 1960 y el segundo en 1973 en Navarra. El tamaño de las series todavía no permite un estudio profundo de las tendencias temporales de la incidencia de cáncer con los datos de la mayor parte de los registros españoles, siendo una excepción los registros de Navarra y Zaragoza.

Los datos disponibles permiten analizar la influencia de tres componentes en la tendencia de la incidencia *vg.*: edad al diagnóstico, período de diagnóstico y año de nacimiento (cohorte). El ajuste de tasas por edad reduce el efecto de confusión de los cambios producidos en la distribución de la población por grupos de edad, pero no discrimina entre el efecto del período de diagnóstico y el año (cohorte) de nacimiento. El análisis de los datos, prestando especial atención a las tasas específicas por edad agrupadas por cohortes de nacimiento, es de gran utilidad en la interpretación de las tendencias^{5,6}. Parece más acertado observar la incidencia y la mortalidad por cáncer en la población que pertenece a una misma generación y que ha compar-

tado un mismo ambiente, que en la «compleja» mezcla de generaciones de los datos transversales, no siendo aconsejable utilizar técnicas analíticas que ignoren estos efectos sistemáticamente⁵. Los efectos cohorte reflejan mejor la influencia de factores etiológicos. Por otra parte, los fenómenos que afectan a la incidencia por cáncer en un corto período de tiempo y a todos los grupos de edad (*v.g.*: la adopción de nuevas técnicas diagnósticas y terapéuticas y/o los cambios en los criterios de clasificación) se manifiestan como alteraciones en las tendencias asociadas al año de observación (efecto período).

Los modelos edad-período-cohorte permiten estudiar la variabilidad en las tasas de incidencia separando la contribución de estos tres componentes en la tendencia observada. Aunque ya se han publicado resultados específicos para algunos tumores⁷⁻¹⁰, el objetivo de este trabajo es presentar la tendencia temporal de la incidencia de los principales tumores en las provincias de Zaragoza y Navarra.

Material y métodos

Datos de incidencia. Los datos de incidencia fueron proporcionados por los registros de tumores de las provincias de Navarra y Zaragoza. Ambos registros son poblacionales, cubriendo el de Zaragoza un total de 824.776 habitantes y el de Navarra 512.512 habitantes, según el padrón de 1986. El estudio de las tasas de incidencia abarca el período 1963-90 en Zaragoza y 1973-91 en Navarra. Una descripción más detallada de ambos registros puede ser consultada en el VII volumen de «*Cancer Incidence in Five Continents*»⁴.

Causas estudiadas. Los tumores seleccionados y las rúbricas (Clasificación Internacional de Enfermedades, CIE 9.^a revisión) fueron: cavidad bucal y faringe (CIE: 140-9), esófago (CIE: 150), estómago (CIE: 151), colon y recto (CIE: 153-4), hígado (CIE: 155), vesícula biliar (CIE: 156), páncreas (CIE: 157), laringe (CIE: 161), pulmón (CIE: 162), piel (no melanoma) (CIE: 173), mama mujer (CIE: 174), útero (CIE: 182), cuello de útero (CIE: 180), ovario (CIE: 183), otros órganos genitales de la mujer (CIE: 184), próstata (CIE: 185), vejiga (CIE: 188), riñón (CIE: 189), encéfalo (CIE: 191), tiroides (CIE: 193), linfomas no hodgkinianos (CIE: 200, 202), Hodgkin (CIE: 201) y leucemias (CIE: 204-208). Sólo se han incluido tumores invasivos.

Tasas específicas y ajustadas. Se han calculado las tasas de incidencia específicas por edad y sexo para períodos de cinco años, excepto en el último período. En el ajuste de las tasas por edad se utilizó la población europea como estándar. Para el cálculo de las tasas se emplearon las poblaciones calculadas a mitad de cada quinquenio a partir de los censos y padrones.

Modelos de Poisson. Bajo la asunción de que el número de casos nuevos (variable dependiente) en cada grupo de edad y período se ajusta a una distribución de Poisson, se ha utilizado un modelo log-lineal para evaluar el efecto de la edad, el período y la cohorte de nacimiento (variables independientes; y personas-año como *offset*). Los componentes edad, período y cohorte están interrelacionados y esto determina una dificultad en el ajuste de los modelos conocida como la «no identificabilidad» de los parámetros. Para solventar esta dificultad y para facilitar la lectura de los gráficos, hemos recurrido a una de las soluciones propuestas en la literatura. Osmond y Gardner¹¹ y Decarli y La Vecchia¹² propusieron utilizar el modelo de tres factores que más se asemeja al mejor modelo de dos factores, utilizando un sistema de ponderación basado en la bondad de ajuste de cada modelo. Por otra parte, la suma de las pendientes de los componentes período y cohorte es un parámetro que no está afectado por el problema de la «no identificabilidad» y que se ha denominado «cambio neto» (*net drift*)⁵. Este parámetro permite obtener el indicador de cambio anual en forma de porcentaje (presentado en la tabla III). La significación estadística del cambio neto se obtuvo mediante el «*likelihood ratio test*». Los modelos se ajustaron utilizando procedimientos estándar¹³ del paquete GLIM y macros específicos para detectar y corregir la sobredispersión^{14,15}. Esta corrección afecta principalmente a la significación estadística del cambio neto anual.

Resultados

En las tablas I y II y en la figura 1 se muestran, para hombres y mujeres, las tasas ajustadas por edad y sus tendencias en los tumores seleccionados en cada registro. El patrón de evolución de la incidencia es similar en ambas provincias, aunque existen algunas peculiaridades que se comentan a continuación. En Zaragoza, en ambos sexos, se observa un efecto período (Fig. 1) en el año 1980 coincidente con un cambio en las rutinas de declaración y registro de casos y con la diversificación de servicios de atención a pacientes oncológicos. También se aprecia un fuerte incremento de las tasas en la mayoría de los tumores en los dos primeros períodos estudiados. Una parte de este incremento puede ser interpretada como la fase de consolidación del registro antes de su informatización. Por ello hemos decidido excluir estos dos períodos en el análisis edad-período-cohorte. Con la excepción del cáncer de estómago, son muy llamativos los incrementos que sufren las tasas ajustadas en prácticamente todos los tumores representados en ambas provincias. El incremento del cáncer de mama en mujeres en el último quinquenio en Navarra puede atribuirse en buena me-

da al programa de detección precoz que se instauró en esa comunidad autónoma en 1990¹⁶. En el cáncer de estómago en ambos sexos parece existir una atenuación del descenso de la incidencia en los últimos años estudiados (tablas I y II, Fig. 1). Los tumores más importantes en hombres son el cáncer de pulmón, colorrectal, próstata y vejiga. En mujeres los cánceres de mama, colorrectal, estómago, útero y ovario. Es de interés constatar el fuerte cambio relativo que ha sufrido la incidencia en sólo 20 años.

En la tabla III se presenta el porcentaje de cambio anual para los diferentes tumores, obtenido a partir de los modelos de Poisson. En mujeres los mayores incrementos se producen en linfomas no hodgkinianos (aumento superior al 7% anual) y en el cáncer de ovario. En ambos registros se producen aumentos estadísticamente significativos en cáncer colorrectal, de vejiga y de riñón. El cáncer de mama en mujeres se incrementa en ambas provincias (Navarra 3,53% y Zaragoza 0,90%). Como ya hemos comentado, una parte del incremento en Navarra es derivada de una mayor detección de casos. En hombres hay que destacar el gran aumento de la incidencia en cáncer colorrectal, pulmón, riñón, vejiga y linfomas no hodgkinianos. La incidencia de cánceres de próstata, vesícula, páncreas y piel también ha sufrido incrementos importantes.

En la figura 2 se muestran los resultados de los modelos edad-período-cohorte para los tumores más frecuentes y para cada sexo. Para cada tumor, la gráfica de la izquierda presenta el efecto edad en forma de tasas específicas por 1.000.000 de personas-año. La gráfica de la derecha presenta en escala semilogarítmica los efectos cohorte y período como riesgos relativos (RR), tomando como referencia en cada caso el promedio de todas las cohortes o períodos incluidos en el estudio. En mujeres, llama la atención el incremento del RR en sucesivas generaciones para el cáncer colorrectal, los tumores de ovario y los linfomas no hodgkinianos, mientras que dicho riesgo sólo disminuye sustancialmente para el cáncer de estómago y el cáncer de hígado. El incremento de incidencia del cáncer de mama es de nuevo más evidente en el registro de Navarra. En los hombres, el efecto cohorte es ascendente para la mayoría de tumores relacionados con el consumo de tabaco, y llaman la atención sobre todo los fuertes incrementos en cáncer de pulmón y de vejiga. El aumento de incidencia por cohortes de nacimiento es también muy llamativo en el cáncer colorrectal, el cáncer de páncreas, el cáncer de próstata, los linfomas no hodgkinianos y el cáncer de riñón. El único tumor con un claro descenso del efecto cohorte es el cáncer de estómago. Tiene interés comentar el paralelismo de la tendencia entre los cánceres de esófago y laringe en hombres en ambos registros. Las cohortes entre 1910 y 1920 presentan menos riesgo que las restantes y tam-

Tabla I. Tasas de incidencia ajustadas por edad (población estándar europea) para los períodos estudiados y cambio porcentual anual entre los dos últimos. Zaragoza

Zaragoza	1963-67	1968-72	1973-77	1978-82	1983-87	1988-90	% cambio anual ¹
Hombres							
C.bucal y faringe	13,63	14,27	15,66	17,52	25,01	21,77	-3,41
Esófago	4,57	5,66	6,85	6,96	7,22	7,67	1,52
Estómago	53,93	50,22	41,62	30,09	31,34	30,68	-0,53
Colon y recto	10,71	14,78	15,52	20,76	30,97	39,44	6,23
Hígado	16,34	16,46	16,13	9,32	6,41	8,50	7,31
Vesícula biliar	1,07	1,70	1,88	2,46	3,97	3,60	-2,42
Páncreas	2,50	4,25	6,70	6,46	8,94	8,84	-0,28
Laringe	14,54	15,88	20,55	19,68	22,90	22,94	0,04
Pulmón	28,51	33,90	41,65	45,53	61,31	74,29	4,92
Piel (no melanoma)	19,39	20,30	22,05	40,75	40,35	36,27	-2,63
Próstata	14,64	24,15	27,41	26,02	30,78	32,40	1,29
Vejiga	7,23	11,46	20,28	22,00	31,20	34,09	2,24
Riñón	2,60	3,80	5,41	4,34	6,17	9,62	11,74
Encéfalo	1,26	3,22	3,58	6,28	6,58	7,93	4,78
Linfomas no hodgkinianos	1,61	3,15	4,59	4,04	7,52	6,68	-2,92
Hodgkin	0,84	1,82	2,25	1,97	3,29	2,47	-6,92
Leucemias	5,04	4,27	6,56	7,43	8,36	7,63	-2,26
Mujeres							
Estómago	34,13	28,20	24,15	16,27	14,54	13,48	-1,87
Colon y recto	9,50	10,78	14,38	16,01	22,20	25,51	3,54
Hígado	17,31	16,46	13,38	7,77	3,36	3,71	2,51
Vesícula biliar	1,70	3,33	3,66	3,63	5,99	4,45	-7,16
Páncreas	2,75	2,28	2,61	3,82	4,56	5,30	3,83
Pulmón	5,57	7,24	4,86	4,60	4,52	4,29	-1,30
Piel (no melanoma)	12,69	10,96	12,56	20,27	20,05	16,90	-4,18
Mama	27,03	35,59	46,49	45,77	54,21	54,00	-0,10
Cérvix	5,52	5,37	7,35	7,14	5,94	6,92	3,89
Útero	2,37	4,71	9,19	9,79	11,66	12,04	0,80
Ovario	1,92	3,95	5,90	7,06	8,25	11,91	9,61
Otros o. genitales mujer	2,54	3,35	4,07	3,27	2,74	3,23	4,20
Vejiga	1,08	1,56	2,56	2,63	4,39	3,78	-3,67
Riñón	1,35	1,61	2,39	2,46	3,43	3,63	1,43
Encéfalo	0,87	1,64	3,48	4,33	3,68	5,27	9,39
Linfomas no hodgkinianos	0,66	1,65	2,52	2,09	5,11	5,94	3,83
Leucemias	3,33	3,75	5,20	4,65	5,47	7,16	6,96

¹Cambio anual entre los dos últimos períodos expresado como porcentaje.

bién es característica la curva del efecto edad con un «pico» en los grupos de 65 y 70 años descendiendo en los posteriores. El estudio de estos dos tumores pone en evidencia las limitaciones de las tasas ajustadas por edad, pues en Navarra la disminución de las tasas ajustadas está acompañada por un efecto cohorte de incremento.

En la tabla IV se muestra la evolución de dos indicadores de calidad para algunos tumores de los dos registros: el porcentaje de casos con verificación histológica y el porcentaje de casos registrados únicamente a partir del certificado de defunción. El porcentaje de verificación histológica aumenta en el tiempo y se puede apreciar la disminución de la proporción de casos re-

gistrados a partir de los certificados de defunción. Esta tendencia se interrumpe en el año 1980 en el registro de Zaragoza como ya se ha comentado.

Discusión

Las características más destacadas de los resultados mostrados son la magnitud de la incidencia del cáncer de pulmón, colorrectal, vejiga y próstata en hombres y su tendencia temporal con un incremento cercano al 5% anual en cáncer de pulmón y superior al 3% anual en cáncer de colon y recto. En mujeres los

Tabla II. Tasas de incidencia ajustadas por edad (población estándar europea) en los periodos estudiados y cambio porcentual anual entre los dos últimos. Navarra

Navarra	1973-77	1978-82	1983-87	1988-91	% cambio anual ¹
Hombres					
C. bucal y faringe	21,03	23,79	26,66	26,58	-0,07
Esófago	9,32	9,97	10,12	9,37	-1,70
Estómago	53,12	47,31	38,71	40,11	0,79
Colon y recto	29,22	34,39	39,21	47,47	4,34
Hígado	12,77	11,80	11,36	13,51	3,93
Vesícula biliar	2,55	2,78	5,54	4,65	-3,82
Páncreas	5,55	7,87	10,19	9,72	-1,04
Laringe	20,57	23,89	24,54	21,62	-2,78
Pulmón	34,12	50,31	60,97	61,98	0,37
Piel (no melanoma)	30,65	44,50	62,97	82,45	6,17
Próstata	30,33	34,75	46,33	45,84	-0,24
Vejiga	23,38	31,12	34,82	43,18	4,90
Riñón	5,61	7,97	8,34	12,56	9,53
Encéfalo	9,54	9,57	10,98	11,16	0,36
Tiroides	0,99	0,43	1,58	2,35	9,22
Linfomas no hodgkinianos	5,26	7,01	9,75	11,51	3,76
Hodgkin	4,09	2,59	3,61	3,08	-3,47
Leucemias	8,09	10,47	10,63	10,99	0,74
Mujeres					
C. bucal y faringe	2,81	2,97	1,89	3,00	10,81
Esófago	1,68	1,10	1,28	0,86	-8,46
Estómago	27,86	21,20	17,95	15,41	-3,33
Colon y recto	18,85	23,20	27,28	28,11	0,67
Hígado	11,22	7,50	4,61	5,46	3,83
Vesícula biliar	5,01	6,72	7,93	5,84	-6,57
Páncreas	4,27	4,51	5,16	5,93	3,14
Laringe	0,34	0,30	0,30	0,49	11,52
Pulmón	3,91	5,78	5,54	4,60	-4,05
Piel (no melanoma)	16,57	22,25	34,47	48,69	7,98
Mama	50,94	52,45	63,82	93,37	8,82
Cérvix	4,90	5,58	5,50	6,10	2,33
Útero	15,83	17,39	13,89	17,61	5,41
Ovario	6,73	8,70	10,92	11,17	0,50
Otros o. genitales mujer	3,08	3,52	3,76	2,35	-9,92
Vejiga	2,46	3,80	3,77	5,26	7,68
Riñón	2,64	2,90	5,00	4,49	-2,36
Encéfalo	4,97	6,33	6,34	5,11	-4,68
Tiroides	2,34	3,52	6,65	8,37	5,24
Linfomas no hodgkinianos	3,14	4,43	6,46	7,82	4,34
Hodgkin	1,53	1,23	1,86	1,84	-0,24
Leucemias	5,10	6,37	6,46	5,62	-3,05

¹Cambio anual entre los dos últimos periodos expresado como porcentaje.

tumores con mayor incidencia son el cáncer de mama, colorrectal y útero. Es de interés destacar que la incidencia del cáncer de mama en mujeres en Navarra es mayor que la del cáncer de pulmón en hombres. Se está produciendo un marcado incremento de la incidencia por cáncer colorrectal en ambos sexos. Este incremento coincide con un marcado efecto cohorte en todo el pe-

Tabla III. Cambio anual en la incidencia de tumores malignos expresado en porcentaje, obtenido mediante el modelo edad-periodo-cohorte. Zaragoza* 1973-90, Navarra 1973-91

	Hombres		Mujeres	
	Zaragoza	Navarra	Zaragoza	Navarra
C. bucal y faringe	2,95 ⁺⁺	1,15	-	-1,16
Esófago	-0,62	0,05	-	-
Estómago	-1,62 ⁻⁻	-2,13 ⁻⁻	-3,19 ⁻⁻	-4,03 ⁻⁻
Colon y recto	7,06 ⁺⁺	3,33 ⁺⁺	3,72 ⁺⁺	2,63 ⁺⁺
Hígado	-4,78 ⁻⁻	1,02	-11,20 ⁻⁻	-5,41 ⁻⁻
Vesícula biliar	5,06 ⁺⁺	6,71 ⁺⁺	-9,30 ⁻⁻	2,18
Páncreas	2,34 ⁺⁺	4,43 ⁺⁺	4,11 ⁺	1,38
Laringe	1,35 ⁺	0,59	-	-
Pulmón	5,06 ⁺⁺	4,58 ⁺⁺	-1,93	0,36
Piel	2,56 ⁺⁺	7,10 ⁺⁺	1,47	8,52 ⁺⁺
Próstata	2,03 ⁺⁺	3,97 ⁺⁺	-	-
Mama	-	-	0,90 ⁺	3,53 ⁺⁺
Cérvix	-	-	-0,83	-0,05
Útero	-	-	2,01 ⁺⁺	0,49
Ovario	-	-	4,80 ⁺⁺	4,21 ⁺⁺
Otros o. genitales mujer	-	-	-1,75	-1,82
Vejiga	3,82 ⁺⁺	3,56 ⁺⁺	3,13 ⁺	4,13 ⁺
Riñón	5,74 ⁺⁺	4,53 ⁺⁺	2,77 ⁺	2,93 ⁺
Encéfalo	5,42 ⁺⁺	2,22	1,77	2,58
Linfomas no hodgkinianos	2,98 ⁺⁺	5,55 ⁺⁺	8,92 ⁺⁺	7,28 ⁺⁺
Hodgkin	-2,59	-	-	-
Leucemias	-0,51	2,05	1,14	1,04

⁺⁺p < 0,01 ⁺p < 0,05⁻⁻p < 0,01 ⁻⁻p < 0,05

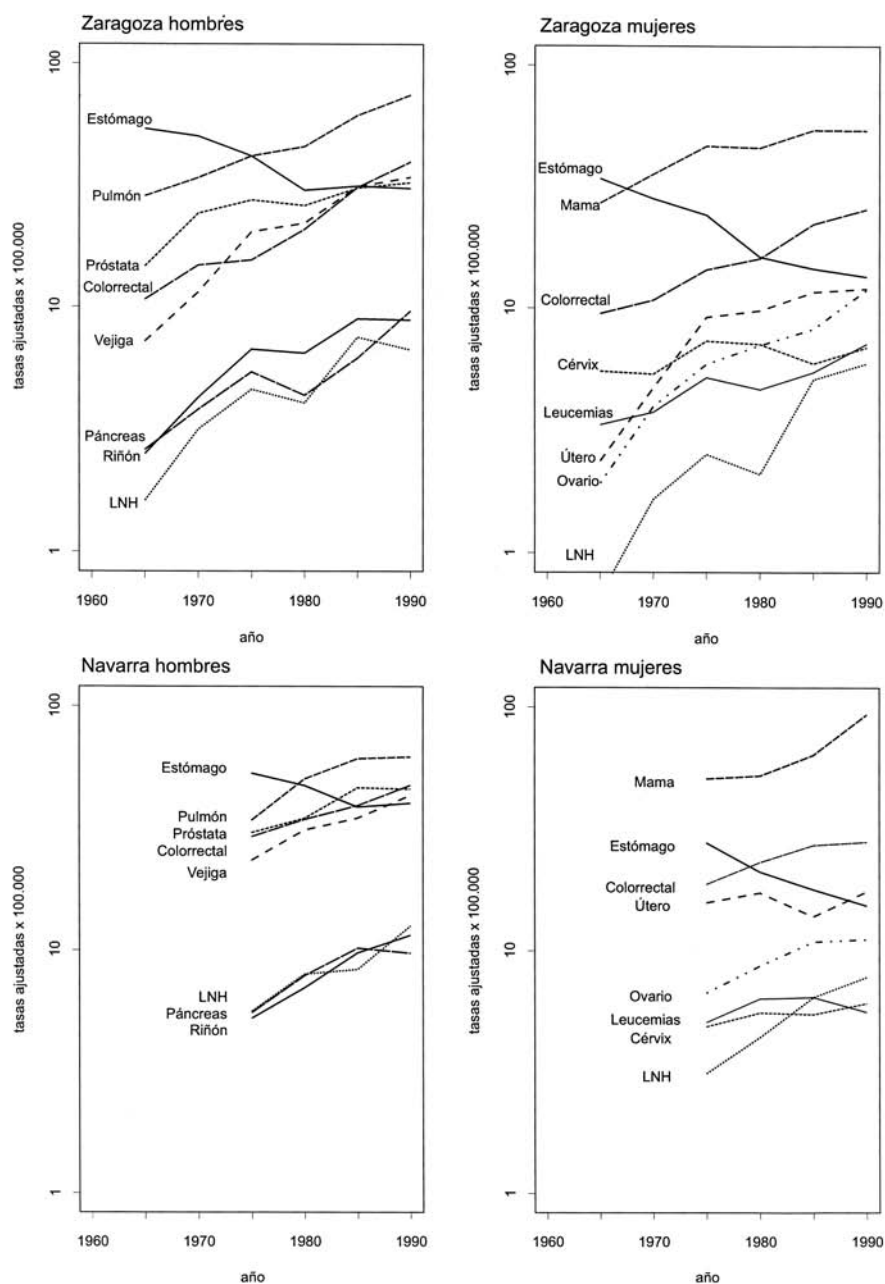
*Los dos primeros quinquenios de Zaragoza se han excluido.

riodo estudiado siendo más pronunciado en hombres⁸. Otros tumores que presentan un pronunciado cambio en su incidencia son los de riñón con incrementos superiores a 4,5% anual en hombres y próximos al 3% en mujeres y los linfomas no hodgkinianos con incrementos superiores al 7% en mujeres.

En una comparación con la incidencia registrada en otros países europeos⁴ la incidencia por cáncer de pulmón en hombres en Navarra y Zaragoza ocupa un lugar intermedio-bajo. Las tasas ajustadas son inferiores a las del Reino Unido, Italia, Holanda, Alemania y Francia. En mujeres las tasas de cáncer de pulmón son las más bajas de Europa al igual que las de colon y recto en ambos sexos. En cáncer de mama en mujeres, Navarra ocupa un lugar intermedio con tasas similares a las del Reino Unido y Dinamarca, mientras que Zaragoza presenta una de las tasas más bajas.

En el análisis edad-periodo-cohorte se ha utilizado en todos los casos el mismo procedimiento de ajuste y el mismo modelo con objeto de proporcionar resultados homogéneos que hagan posible su comparación. La solución adoptada¹¹, es equivalente en sus resultados a la de Osmond y Gardner¹², y está basada en cri-

Figura 1. Tasas ajustadas de incidencia de diferentes tumores malignos en las provincias de Zaragoza y Navarra y en cada sexo.

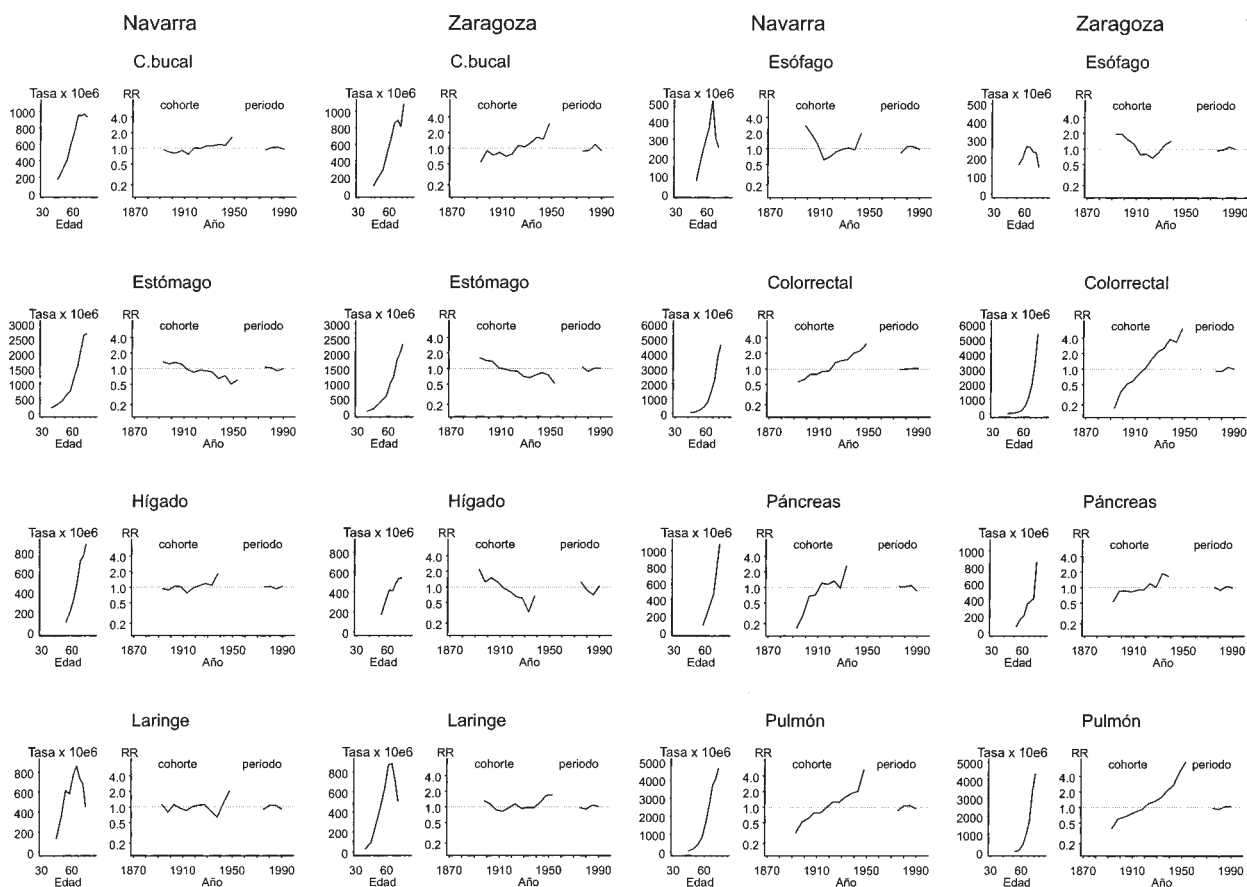


terios estadísticos, lo cual elimina la imposición de restricciones más o menos arbitrarias⁵. Esta solución ha sido ampliamente utilizada en la literatura^{3,11,17}, siendo posible comparar nuestros resultados con los de otros estudios. Sin embargo, las asunciones estadísticas impuestas al modelo dan más peso al efecto cohorte frente al efecto período⁵. Esta preponderancia del efecto cohorte es en general adecuada, ya que las cohortes de nacimiento guardan mayor relación con los fac-

tores etiológicos que motivan los cambios de tendencia⁶. Sin embargo, podría no ser la solución más apropiada para aquellos tumores en los que los grandes avances diagnósticos expliquen una parte importante de la tendencia, como es el caso de los linfomas no hodgkinianos⁹.

Es difícil valorar la influencia de la mejora de la calidad de los registros en estas tendencias. En los últimos períodos estudiados las tendencias se mantienen

Figura 2. Efectos edad, período y cohorte en la incidencia de diferentes tumores malignos en hombres en las provincias de Zaragoza y Navarra.



en los tumores mas frecuentes. Además, la razón incidencia/mortalidad en las dos provincias estudiadas es similar, sugiriendo que las diferencias entre ellas son reales y no derivadas de los criterios y funcionamiento de los registros. La calidad de ambos registros puede ser contrastada con la de otros registros del mundo⁴. Los indicadores de verificación histológica y morfológica de Navarra y Zaragoza son comparables a los de los registros de otros países europeos como Francia, Suiza y el Reino Unido. La proporción de casos registrados a partir de certificado de defunción es similar a la de los registros del Reino Unido y algo superiores a las de Italia o Suiza⁴.

Se ha debatido la idoneidad del estudio de la mortalidad frente a la incidencia en la evaluación de las tendencias y de los progresos de la lucha contra el cáncer. Aunque los datos de los estudios de mortalidad suelen estar menos afectados por «artefactos» que los estudios de incidencia y además la mortalidad se registra rutinariamente, la información sobre la probabilidad de desarrollar un tumor maligno se deriva

de los datos de incidencia en la población¹⁸. En nuestra opinión los datos de mortalidad e incidencia deberían ser evaluados de forma paralela siempre que sea posible.

Los registros de incidencia son un instrumento imprescindible para la investigación y control del cáncer. No sólo permiten conocer la incidencia y su evolución, sino que constituyen, junto a los registros de mortalidad, un elemento clave en la vigilancia epidemiológica del cáncer y también del ambiente.

Por último, en ausencia de series de datos sobre otras zonas de España, es razonable pensar que el patrón de evolución de la incidencia en estas dos provincias puede reflejar lo que está sucediendo en el conjunto de España. La mayor parte de los tumores que hemos estudiado son prevenibles. Sin embargo, la tendencia predominante es de incremento de la incidencia y en muchos de ellos el aumento es importante. Todo ello pone en evidencia la insuficiencia de las políticas de prevención primaria para tumores asociados con el consumo de tabaco y alcohol, la importancia de disponer

Figura 2 (continuación). Efectos edad, período y cohorte en la incidencia de diferentes tumores malignos en hombres en las provincias de Zaragoza y Navarra.

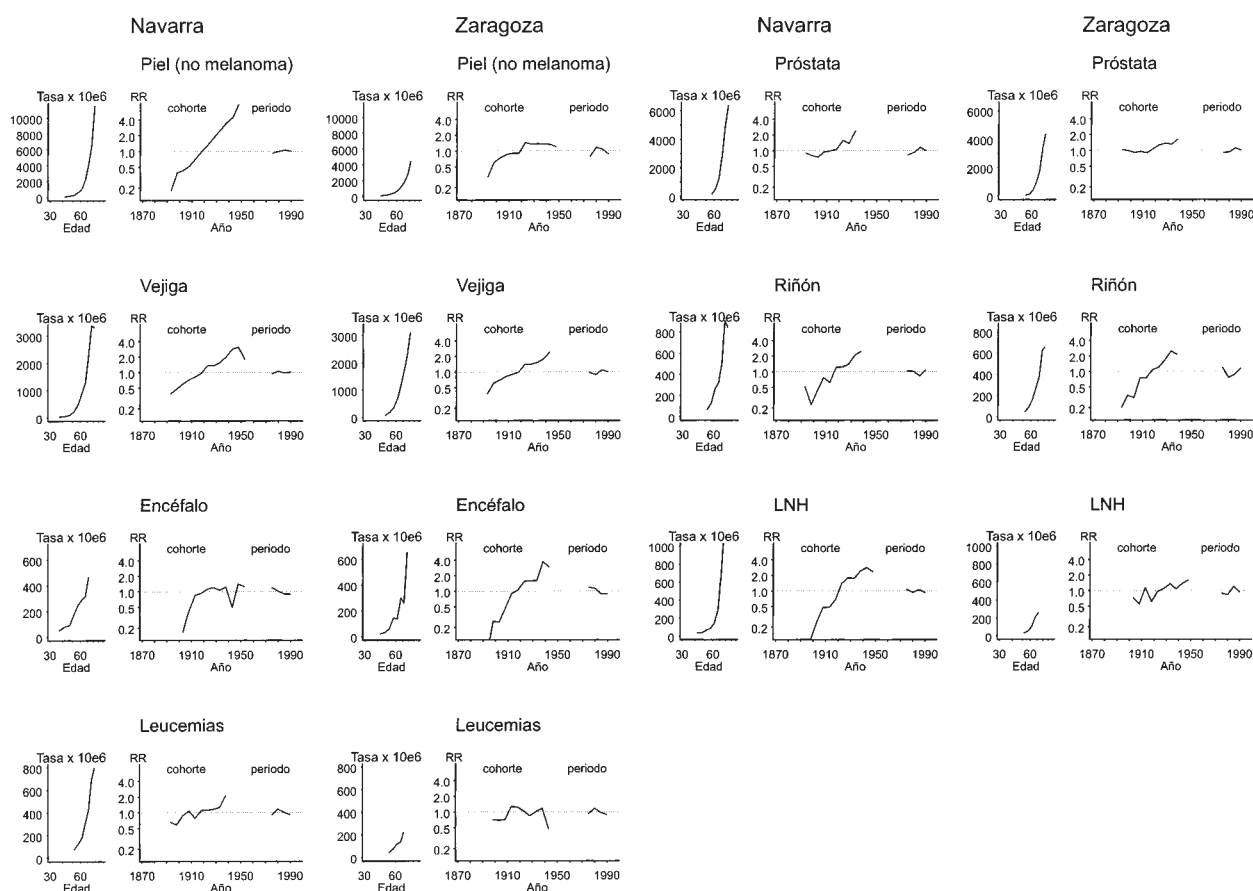
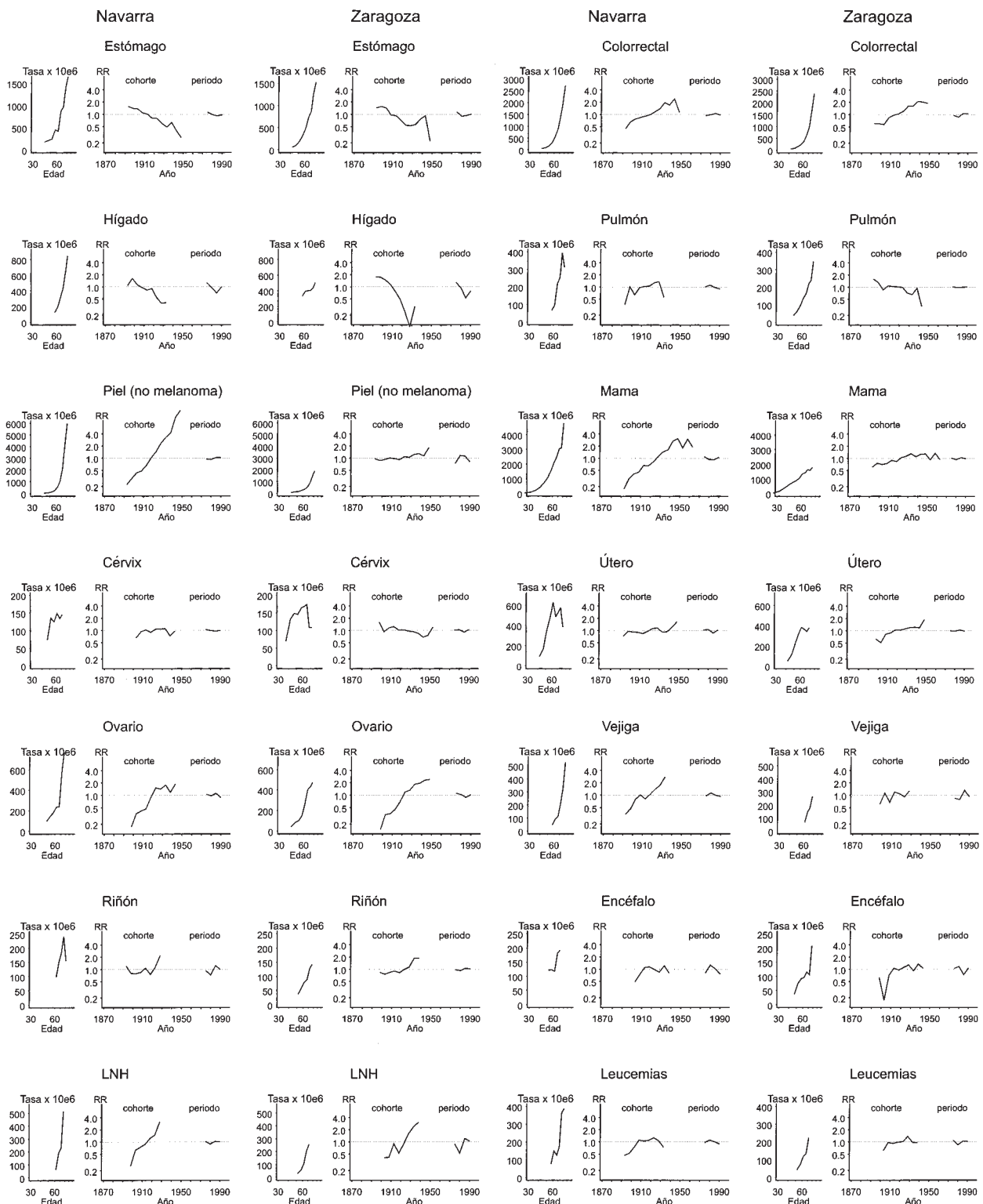


Tabla IV. Indicadores de calidad para el registro de algunos tumores. Porcentaje de casos con verificación histológica (% Hist.) y porcentaje de casos registrados a partir del certificado de defunción (% C. Def.) en Navarra y Zaragoza

	Pulmón hombres		Mama mujeres		Colon hombres		Colon mujeres		Leucemias hombres		Leucemias mujeres	
	% Hist.	% C. Def.	% Hist.	% C. Def.	% Hist.	% C. Def.	% Hist.	% C. Def.	% Hist.	% C. Def.	% Hist.	% C. Def.
Zaragoza												
1968-72	55	11	70	14	36	14	50	16	75	10	77	10
1973-77	63	—	85	—	66	—	61	—	98	—	99	—
1980	58	21	79	18	69	18	70	17	69	12	75	12
1985	73	14	85	9	76	8	69	12	83	13	81	13
Navarra												
1975	33	46	80	14	57	23	58	25	29	29	42	26
1980	70	18	91	7	85	5	70	9	97	0	92	8
1985	85	7	90	7	87	7	89	8	88	4	75	15

Figura 3. Efectos edad, período y cohorte en la incidencia de diferentes tumores malignos en mujeres en las provincias de Zaragoza y Navarra.



de datos de incidencia en series prolongadas en el tiempo y la necesidad de aumentar la cobertura poblacional de los registros de cáncer. La inversión en mejoras

terapéuticas no puede, de ninguna manera, sustituir el desarrollo de políticas de prevención que debe asumir el sector público.

Bibliografía

1. Doll R, Peto R. The causes of cancer: quantitative estimates of avoidable risks of cancer in the United States today. *J Natl Cancer Inst* 1981;66:1191-308.
 2. Zheng T, Mayne ST, Holford TR, Boyle P, Liu W, Chen Y, et al. Time trend and age-period-cohort effects on incidence of esophageal cancer in Connecticut, 1935-89. *Cancer Causes Control* 1992;3:481-92.
 3. López-Abente G, Pollán M, Ruiz M, Jimenez M, Vázquez F. La mortalidad por cáncer en España, 1952-1986: Efecto de la edad, de la cohorte de nacimiento y del período de muerte. Madrid: Centro Nacional de Epidemiología; 1992.
 4. Parkin DM, Whelan J, Ferlay L, Raymond L, Young J. Cancer incidence in five continents Vol. VII. Lyon, International Agency for research on Cancer IARC. *Scient Publ N.º 143*, 1997.
 5. Holford TR. Understanding the effects of age, period, and cohort on incidence and mortality rates. *Annu Rev Public Health* 1991;12:425-57.
 6. Roush GC, Schymura MJ, Holford TR. Time period compared to birth cohort in Connecticut incidence rates for twenty-five malignant neoplasms. *J Natl Cancer Inst* 1985;74:779-88.
 7. Aragonés N, Pollán M, López-Abente G, Ruiz-Tovar M, Vergara A, Moreno C, et al. Time trend and age-period-cohort effects on gastric cancer incidence in Zaragoza and Navarre, Spain. *J Epidemiol Community Health* 1997;51:412-7.
 8. López-Abente G, Pollán M, Vergara A, Moreno C, Moreo P, Ardanaz E, et al. Age-period-cohort modeling of colorectal cancer incidence and mortality in Spain. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev* 1997;6:999-1005.
 9. Pollán M, López-Abente G., Moreno C, Vergara A, Aragonés N, Ruiz-Tovar M, et al. Rising incidence of non-Hodgkin's lymphoma in Spain: analysis of period of diagnosis and cohort effects. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev* 1998;7:621-5.
 10. Ruiz-Tovar M, López-Abente G., Pollán M, Aragonés N, Ardanaz E, Moreo P, et al. Brain cancer incidence in the provinces of Zaragoza and Navarre (Spain): Effects of age, period and birth cohort. *J Neurol Sci* 1999;164:93-9.
 11. Osmond C, Gardner MJ. Age, period and cohort models applied to cancer mortality rates. *Stat Med* 1982;1:245-59.
 12. Decarli A, La Vecchia C. Age, period and cohort models: review of knowledge and implementation in GLIM. *Revista di Statistica Applicata* 1987;20:397-410.
 13. Breslow N, Day N. *Statistical Methods in Cancer Research. Vol II The design and analysis of cohort studies.* Lyon, International Agency for Research on Cancer. *IARC Scient Publ. N.º 82*, 1987.
 14. Bennett S. An extension of Williams' method for overdispersion models. *GLIM Newsletter* 1988;17:12-8.
 15. Breslow, N. Extra-Poisson variation in log-linear models. *Appl Stat* 1984;33:38-44.
 16. Ascunce N, del-Moral A, Murillo A, Alfaro C, Apesteguia L, Ros J, et al. Early detection programme for breast cancer in Navarra, Spain. *Eur J Cancer Prev* 1994;3 Sup:1:41-8.
 17. La-Vecchia C, Negri E, Levi F, Decarli A, Boyle P. Cancer mortality in Europe: effects of age, cohort of birth and period of death. *Eur J Cancer* 1998;34:118-41.
 18. Coleman M. P., Esteve J., Damiechi P, Arslan A., Renard H. Trends in cancer incidence and mortality. Lyon, International Agency for Research on Cancer. *IARC Scient Publ. N.º 121*, 1993.
-