

La influencia de los factores edad, periodo y cohorte en la tendencia de la mortalidad por cáncer de mama de la mujer cubana - 1963-1987

JUAN JESÚS LENCE ANTA¹, LETICIA FERNÁNDEZ GARROTE², PATRICIA LORENZO-LUACES ALVAREZ³, ARMANDO SEUC⁴, MARÍA VICTORIA CARRERAS⁵

Resumen

En el marco de los objetivos planteados en el Programa Nacional de Reducción de la Mortalidad Oncológica, llevado a cabo por el Ministerio de Salud Pública a partir del pasado año, se impone un conocimiento más acucioso sobre la tendencia de la mortalidad por cáncer y la formulación de hipótesis etiológicas. El presente trabajo, tomando los datos relativos a la mortalidad por cáncer de mama de la mujer cubana en el período 1963-1987, estudia mediante un procedimiento de análisis estadístico novedoso que utiliza el modelo lineal generalizado, la tendencia de la misma, asumiendo la influencia de los factores: edad, período y cohorte de nacimiento, sobre las tasas de mortalidad. Se observa una importante influencia del factor cohorte, determinándose que el riesgo de mortalidad por cáncer de mama de la mujer, es mayor en las cohortes más jóvenes del estudio, se distingue además la asociación entre el riesgo de morir por cáncer de mama y los bajos patrones reproductivos de la mujer cubana.

Unitermos:

Introducción

No obstante los éxitos alcanzados en el diagnóstico y el tratamiento del cáncer, los científicos hoy día coinciden en el importante papel que desempeña en la curación de la enfermedad la prevención primaria, mediante el control de ciertas variables - algunas actualmente probablemente desconocidas - denominadas factores de riesgo.

Los modelos propuestos para explicar la carcinogénesis han tratado de identificar el papel de los factores de riesgo en la aparición del cáncer. Se conoce por ejemplo que el primer embarazo en edades tempranas disminuye la probabilidad de padecer cáncer de mama [1]. Moolgavkar ha postulado que el primer embarazo permite que un número de células intermedias sufran diferenciación, evitando la transición subsecuente a células transformadas. Este mecanismo ha sido demostrado en ratas.

En el orden epidemiológico, un ejemplo relacionado con estos aspectos es el cáncer de mama de la mujer,

el cual ha sido estudiado ampliamente. En el cáncer de mama se implican una serie de factores relacionados con: los antecedentes menstruales y reproductivos familiares - menarquía temprana, menopausia tardía, edad al primer hijo después de los 30 años y nuliparidad -, la ingestión de una mayor cantidad de grasa en la dieta - lo que pudiera alterar los perfiles hormonales -, las radiaciones ionizantes, y el uso de estrógenos exógenos; la morbilidad más alta se observa a partir de los 45 años [2-5].

En Cuba el cáncer es la enfermedad que produce más muertes en el adulto de 15 a 49 años - excluyendo accidentes y suicidios. La importancia relativa según sexo muestra que en el sexo masculino la localización de cáncer más frecuente es la de tráquea, bronquios y pulmón y en el sexo femenino el cáncer de mama [6, 7]. La alta letalidad de las enfermedades malignas y la mayor incidencia en las edades más avanzadas, permiten abordar los estudios de morbilidad - dentro de los cuales se destacan los estudios de factores de riesgo - a partir de estadísticas de mortalidad. Las esta-

¹Especialista de I grado en Bioestadística; ²Especialista de II grado en Bioestadística. C. Dr.; ³Licenciado en Ciencias Matemáticas; ⁴Licenciado en Ciencias Matemáticas. C. Dr.; ⁵Licenciada en Sistema Automatizados de Dirección. Endereço do autor para correspondência: Instituto Nacional de Oncología y Radiobiología 29 y F Vedado - Ciudad de la Habana - Cuba - 1989

dísticas de mortalidad aseguran a su vez una mayor calidad de la información, fundamentalmente por una mayor integridad y cobertura de los registros primarios.

Numerosos estudios señalan la importancia de conocer y vigilar las tendencias en la incidencia y mortalidad de las enfermedades malignas [8] y también la necesidad de conocer su proyección futura [9].

En Cuba los primeros estudios para conocer la tendencia y proyección futura de la mortalidad, revelan la necesidad de profundizar en el conocimiento de estos aspectos*.

En 1987 se aprueba y pone en marcha el "Programa Nacional de Reducción de la Mortalidad por Cáncer". Este programa prevé acciones simultáneas de prevención primaria, diagnóstico precoz y tratamiento, priorizándose las dos primeras. Se desarrollará desde su inicio con cobertura nacional y su etapa de ejecución abarca de 1988 a 1999. Los objetivos generales del programa son: reducir en un 25% la tasa de mortalidad estandarizada, para el año 2000 y aumentar el promedio de sobrevivencia de los pacientes, para el cáncer de algunas localizaciones [10].

En la actualidad, numerosos estudios en el ámbito de la epidemiología analítica se refieren al análisis de los factores: edad, período en que ocurre la muerte, y cohorte de nacimiento y su efecto sobre las tasas de incidencia y mortalidad por cáncer, empleándose con frecuencia un tratamiento estadístico novedoso.

Con frecuencia en la literatura se hace referencia al papel de la *edad* en la incidencia y mortalidad por cáncer. Un papel de singular interés es atribuido en décadas más recientes al año o al conjunto de años en que un individuo o un conjunto de individuos nace; dicho conjunto de individuos, denominados *cohortes de nacimiento*, pudieran estar sometidos a riesgos diferentes de otras cohortes de individuos nacidos en épocas diferentes [11]. Resulta más evidente el papel que juega el *período* en que ocurre la muerte, el cual pudiera estar influenciado por modificaciones en los registros o cambios importantes en el diagnóstico y el tratamiento.

El análisis de los tres factores ha evolucionado desde un análisis puramente descriptivo a un análisis estadístico multivariado que emplea comúnmente el modelo lineal generalizado y resuelve uno de los problemas que enfrenta el análisis descriptivo: la necesidad de una serie excesivamente larga de estadísticas de defunción (70 años y más), sin embargo los autores coinciden en apoyar los resultados mediante un análisis descriptivo previo, hasta donde sea posible.

En Cuba no se conocen estudios de mortalidad por cáncer realizados a través de estos métodos de cohorte. Es lógico que el desarrollo que ha alcanzado el país en el terreno de la computación facilita cada día más el tratamiento estadístico de los datos y la obtención de una información más precisa, haciendo factible estos análisis.

En este contexto, se hace de marcado interés identificar, por una parte, si el riesgo de morir por cáncer de mama de la mujer cubana se ha modificado sucesivamente en las diferentes generaciones y por otra, si estas generaciones han estado sometidas a determinados factores de riesgo que de algún modo las caracterize y que pudieran relacionarse etiológicamente con la enfermedad.

Determinar la verdadera tendencia de la mortalidad por cáncer en un estudio de generación versus la observada en estudios transversales, y proyectar la mortalidad futura es también una tarea necesaria para los planificadores de salud, epidemiólogos, bioestadísticos y oncólogos; más aún cuando desde el año 1987 se trabaja en el referido Programa Nacional de Reducción de la Mortalidad Oncológica.

El rigor de este Programa requiere de estudios que reflejen de modo fidedigno el verdadero riesgo de enfermar y morir por cáncer.

En el marco de estos acontecimientos el presente trabajo tiene el propósito de determinar la influencia de los factores: edad, período y cohorte de nacimiento sobre la tendencia de la mortalidad por cáncer de mama de la mujer, en Cuba, en el período 1963 - 1987.

Método

El presente estudio tiene un carácter analítico-descriptivo. Se toma como fuente de información las publicaciones anuales que ofrecen las estadísticas de mortalidad por cáncer en Cuba durante el período 1963-1987, agrupándose en cinco lustros sucesivos. Se seleccionan diez grupos quinquenales de edad comprendidos entre 30 y 79 años* y se calculan las tasas específicas de defunción por sexo y edad correspondientes a cada período. El numerador de la tasa contiene el total de defunciones del quinquenio y el denominador el número de años-personas sometidos al riesgo.

De esta forma, los datos quedan dispuestos en tablas de doble entrada - grupos de edad (filas) y períodos quinquenales de muerte (columnas) - y cada diagonal representa una cohorte de nacimientos proveniente de un período de nueve años calendario, identificándose cada cohorte el valor del año central.

*Fernández, Leticia. Sistema de Información para el registro nacional de cáncer. Tesis para optar por el grado de Candidata a Doctora en Ciencias. Instituto de Oncología y Radiobiología, La Habana, 1985.

*La selección de estos grupos radica en la necesidad de tener un número limitado de edades que se corresponda con aquellas donde la mortalidad es más alta.

La información sobre mortalidad por cáncer de mama de la mujer es recogida de los registros continuos pertenecientes al Sistema de Información de Estadísticas Vitales de la Dirección Nacional del Ministerio de Salud Pública. El período de estudio abarca las tres últimas revisiones (7ma, 8va y 9na) de la Clasificación Internacional de Enfermedades:

- 7ma Revisión (1955) vigente desde 1959 hasta 1968
- 8va Revisión (1965) vigente desde 1969 hasta 1978
- 9na Revisión (1975) vigente a partir de 1979

Según las diferentes Revisiones, la clasificación según lista A, B y Detallada para cáncer de mama de la mujer comprende:

	7ma	8va	9na
(Lista A)	A-51	A-54	A-113
(Detallada)	170	174	174

Los datos de población son recogidos de la Información Censal y de las estimaciones intercensales del Comité Estatal de Estadísticas Nacional.

Para analizar la influencia de algunos factores en la mortalidad por cáncer de mama femenino en el período mencionado, aplicamos la técnica basada en los modelos de Edad, Período y Cohorte "Age, Period and Cohort" (APC) para datos cualitativos según L. Kupper [12].

Los modelos de APC son una aplicación del modelo lineal generalizado a un tipo de modelos específicos usado en el análisis de investigaciones epidemiológicas.

Esta técnica es utilizada para obtener conclusiones sobre la mortalidad por cáncer de mama femenino en Cuba para el período comprendido desde 1963 hasta 1987.

Consideraremos, como es usual en estos casos, que la tasa de mortalidad (variable dependiente) se distribuye Poisson, ya que representa el número de sucesos (en este caso muertes) que han ocurrido durante un determinado período de tiempo, por lo que la función enlace que tomaremos será:

$$g(Y_{ij}) = \ln(Y_{ij})$$

Partimos del modelo de tres factores:

$$E(Y_{ij}) = \mu + \alpha_i + \beta_j + \Gamma_{\alpha+i,j}$$

donde Y_{ij} es la tasa de mortalidad.

μ - la media general.

α_i - el efecto fijo del i-ésimo grupo de edades.

β_j - el efecto fijo del j-ésimo período.

$\Gamma_{\alpha+i,j}$ - el efecto fijo de la cohorte de nacimiento, y lue-

go hacemos todas las combinaciones de modelos con dos factores.

La dependencia lineal, lo que algunos autores reconocen como "identificación del modelo" (vease capítulo anterior), constituye un problema crítico cuando se analiza el modelo de tres factores, pues, cuando estos factores son tratados como variables cuantitativas, la relación matemática entre ellos es simple:

$$\text{año de nacimiento} + \text{edad al morir} = \text{año de muerte}$$

pero la estructura exacta de esta dependencia cuando las variables han sido categorizadas, es decir cuando se tratan como variables cualitativas, como en este modelo, es difícil de cuantificar.

La "scaled deviance" es el estadígrafo utilizado para medir la bondad de ajuste de los diversos modelos y luego determinar cuál es el que más se ajusta a los datos.

Para intentar ajustar los datos a un modelo de APC utilizaremos el paquete estadístico GLIM (Generalized Linear Interactive Modelling) que nos ayudará a realizar los cálculos necesarios, ya que está hecho con el propósito especial de facilitar el ajuste y la investigación de los modelos lineales generalizados (Anexo 1).

Para un planificador de salud, puede resultar de interés, el conocimiento de la mortalidad que se esperaría en el próximo quinquenio. Comúnmente, en epidemiología, este pronóstico de la mortalidad se obtiene como una función de regresión en el tiempo de la tasa estandarizada por grupos de edad.

Bajo el modelo APC se tiene una información más precisa de la mortalidad, por considerar el aporte, no sólo del período, sino también de la edad y la cohorte. Esta información puede acercarnos con más exactitud al pronóstico de la mortalidad.

Holford [9] expresa que la tasa para la i-ésima edad, el j-ésimo período y la k-ésima cohorte es:

$$f(Y_{ijk}) = \mu + i \alpha(L) + j \beta(L) + k \Gamma(L)$$

donde $\alpha(L)$, $\beta(L)$ y $\Gamma(L)$ son las pendientes obtenidas de la regresión de los coeficientes ajustados de la edad, el período y la cohorte como función de los niveles de cada uno de ellos respectivamente.

La información es procesada en microcomputadora, y presentada en tablas y gráficos a fin de facilitar el análisis y la comprensión de los resultados.

Un programa escrito en D'BASE III ha sido desarrollado para el procesamiento de los datos primarios y la edición de las tablas.

Anexo 1

[o] GLIM 3.77 update 0 (copyright) 1985 Royal Statistical Society, London.

[i] ? \$UNITS 50 \$DATA TASA EDAD PERIODO COHORT PESO \$DINPUT 8 \$

Nota: PESO: contiene el número de muertes promedio del quinquenio (correspondiente al numerador de la tasa).

[i] File name? TASAS.PAS

[i] 3.18 1 1 10 7.6

[i] 13.6 2 1 9 17

[i] 17.30 3 1 8 33.6

[i] 21.96 4 1 7 39.3

[i] 37.82 5 1 6 60

[i] 43.90 6 1 5 28.3

[i] 39.89 7 1 4 46.3

[i] 30.52 8 1 3 22.6

[i] 47.33 9 1 2 25

[i] 56.43 10 1 1 18.6

[i] 3.22 1 2 11 9

[i] 11.55 2 2 10 26.4

[i] 17.94 3 2 9 38

[i] 27.37 4 2 8 50

[i] 33.03 5 2 7 55.2

[i] 44.58 6 2 6 65.2

[i] 42.08 7 2 5 51.2

[i] 46.69 8 2 4 47.2

[i] 46.60 9 2 3 29.2

[i] 63.09 10 2 2 25.4

[i] 3.38 1 3 12 10.6

[i] 9.07 2 3 11 24.8

[i] 18.10 3 3 10 40.2

[i] 27.63 4 3 9 56.8

[i] 42.42 5 3 8 74.6

[i] 44.55 6 3 7 70.8

[i] 54.56 7 3 6 74.6

[i] 57.57 8 3 5 63

[i] 63.75 9 3 4 56

[i] 59.63 10 3 3 29.4

[i] 3.80 1 4 13 12.8

[i] 8.25 2 4 12 25.2

[i] 17.25 3 4 11 46

[i] 28.48 4 4 10 61.6

[i] 36.14 5 4 9 71.8

[i] 47.93 6 4 8 80.4

[i] 49.08 7 4 7 73.2

[i] 62.03 8 4 6 76.8

[i] 73.96 9 4 5 68.6

[i] 82.59 10 4 4 57.8

[i] 4.52 1 5 14 15.2

[i] 8.36 2 5 13 27

[i] 13.63 3 5 12 40.2

[i] 22.44 4 5 11 65.5

[i] 35.21 5 5 10 73.2

[i] 41.98 6 5 9 79.2

[i] 56.67 7 5 8 88.5

[i] 66.58 8 5 7 89.7

[i] 80.27 9 5 6 84.2

[i] 101.34 10 5 5 74.7

[i] ? \$CALC CASO = 5 * PESO \$

[i] ? \$CALC PONDE = CASO / TASA \$

[i] ? \$WEIGHT PONDE \$

[i] ? \$YVAR TASA \$

[i] ? \$FACTOR EDAD 10 PERIODO 5 COHORT 14 \$

[i] ? \$ERROR P \$

[i] ? \$FIT \$

[o] scaled deviance = 7101.3 at cycle 4

[o] d.f. = 49

[i] ? \$FIT EDAD+PERIODO+COHORT \$

[o] scaled deviance = 32.584 at cycle 3

[o] d.f. = 24

[o]

[i] ? \$FIT - EDAD \$

[o] scaled deviance = 298.10 (change = +265.5) at cycle 3

[o] d.f. = 32 (change = +8)

[o]

[i] ? \$FIT + EDAD-COHORT \$

[o] scaled deviance = 220.00 (change = -78.10) at cycle 3

[o] d.f. = 36 (change = +4)

[o]

[i] ? \$FIT + COHORT-PERIODO \$

[o] scaled deviance = 37.176 (change = -182.8) at cycle 3

[o] d.f. = 27 (change = -9)

[i] ? \$FIT EDAD+COHORT \$

[o] scaled deviance = 37.176 at cycle 3

[o] d.f. = 27

[i] ? \$DISP E \$

[o]	estimate	s.e.	parameter
[o] 1	0.6804	0.1412	1
[o] 2	1.014	0.08178	EDAD (2)
[o] 3	1.500	0.08170	EDAD (3)
[o] 4	1.876	0.08241	EDAD (4)
[o] 5	2.216	0.08401	EDAD (5)
[o] 6	2.419	0.08619	EDAD (6)
[o] 7	2.573	0.08782	EDAD (7)
[o] 8	2.792	0.08984	EDAD (8)
[o] 9	3.051	0.09215	EDAD (9)
[o] 10	3.353	0.09581	EDAD (10)
[o] 11	0.1188	0.1233	COHO (2)
[o] 12	0.04255	0.1178	COHO (3)
[o] 13	0.4015	0.1119	COHO (4)
[o] 14	0.5717	0.1110	COHO (5)
[o] 15	0.6941	0.1139	COHO (6)
[o] 16	0.6542	0.1153	COHO (7)
[o] 17	0.7780	0.1165	COHO (8)
[o] 18	0.7045	0.1184	COHO (9)
[o] 19	0.7137	0.1206	COHO (10)
[o] 20	0.5764	0.1240	COHO (11)
[o] 21	0.4404	0.1314	COHO (12)
[o] 22	0.4959	0.1448	COHO (13)
[o] 23	0.8281	0.1819	COHO (14)

[o] 1

[o] 2

[o] 3

[o] 4

[o] 5

[o] 6

[o] 7

[o] 8

[o] 9

[o] 10

[o] 11

[o] 12

[o] 13

[o] 14

[o] 15

[o] 16

[o] 17

[o] 18

[o] 19

[o] 20

[o] 21

[o] 22

[o] 23

[o] scale parameter taken as 1.000 [i] ? \$DISP D \$

[o] Scaled deviance is 37.18 on 27 d.f. from 50 observations.

[i] ? \$DISP M \$

[o] Current model:

[o] number of units is 50

[o] y-variate TASA

[o] weight POND

[o] offset *

[o] probability distribution is POISSON

[o] link function is LOGARITHM

[o] scale parameter is 1.000

[o] terms = 1 + EDAD + COHO

[o] ? \$STOP

Desarrollo

Las tasas de mortalidad relativas a cáncer de mama de la mujer se resumen en la tabla a seguir.

Mortalidad por cancer de mama en Cuba(*) - Tasas por cada 100.000 mujeres						
Grupos	Años calendario					
de edad	63-67	68-72	73-77	78-82	83-87	
30-34	3.18	3.22	3.38	3.80	4.52	1953
35-39	7.60	11.55	9.07	8.25	8.36	1948
40-44	17.30	17.94	18.10	17.25	13.63	1943
45-49	21.96	27.37	27.63	28.48	22.44	1938
50-54	37.82	33.03	42.42	36.14	35.21	1933
55-59	43.90	44.58	44.55	47.93	41.98	1928
60-64	39.89	42.08	54.56	49.08	56.67	1923
65-69	30.52	46.69	57.57	62.03	66.58	1918
70-74	47.33	46.60	63.75	73.96	80.27	1913
75-79	56.43	63.09	59.63	82.59	101.34	
	1888	1893	1898	1903	1908	

*Sistema de Información de Estadísticas Vitales.

Las filas corresponden a los grupos quinquenales de edades, y las columnas a los períodos calendario en que ocurre la muerte - tomados también quinquenalmente. Cada diagonal fue relacionada con su cohorte de nacimiento tomando el año central como punto de referencia, los que se indican en los márgenes inferior y derecho de la tabla. En cada celda (i, j) se ubicó la tasa de mortalidad promedio correspondiente al grupo de edades i, y al período j.

Para hacer inicialmente un análisis descriptivo de los datos, las tasas de mortalidad por cáncer de mama correspondientes a cada período, son ploteadas en un gráfico contra los grupos de edades, estos últimos caracterizados por sus marcas de clase correspondientes (el año central del quinquenio). Las líneas continuas unen los puntos que corresponden a un mismo período calendario de muerte (Figura 1).

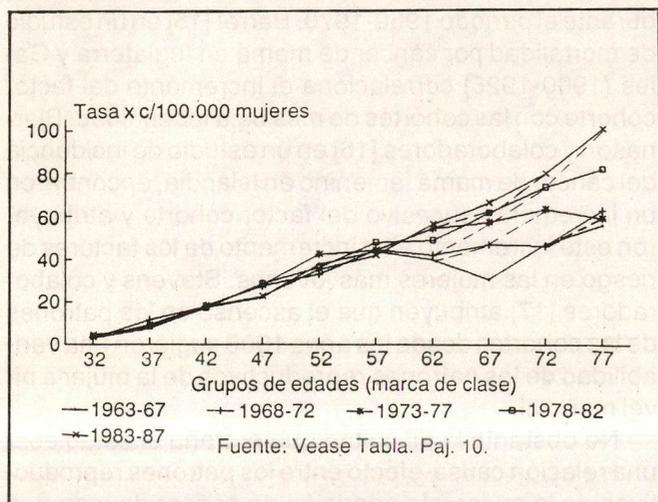


Figura 1. Mortalidad por cáncer de mama s/edades. Sexo femenino. Cuba 1963-1987.

En el gráfico se observa claramente que la mortalidad por cáncer de mama femenino aumenta regularmente con la edad.

En el intervalo de edades comprendido entre los 30 y los 60 años las curvas correspondientes a los períodos casi no se pueden distinguir unas de otras ya que se entrecruzan mucho, a partir de los 60 años podríamos decir que con el tiempo ha aumentado la mortalidad por cáncer de mama, pero en general las curvas se entrecruzan también después de los 60 años, lo que nos hace pensar que los períodos no se diferencian sistemáticamente unos de otros. Kupper ha señalado que este entrecruzamiento puede traducir una interacción importante entre los factores período y cohorte [12].

Las cohortes de nacimiento fueron representadas en el gráfico por líneas discontinuas. Antes de los 60 años no se observan diferencias entre las cohortes ya que las curvas de los períodos se entrecruzan mucho. A partir de los 60 años, a diferencia de los períodos, existen diferencias sistemáticas entre unas cohortes y otras; apreciándose un aumento de la mortalidad a medida que las cohortes son más jóvenes.

Después de haber obtenido estas informaciones a partir del gráfico, de un modo descriptivo, entonces, los datos son ajustados, a un modelo de APC.

Se concluye que el modelo que mejor ajusta a los datos es:

$$E(\ln Y_{ij}) = \mu + \alpha_i + \Gamma_j$$

donde Y_{ij} es la tasa de mortalidad.

μ - la media general.

α_i - el efecto fijo del i-ésimo grupo de edades.

Γ_j - el efecto fijo de la j-ésima cohorte de nacimiento.

Como en el modelo escogido sólo hay dos factores - edad y cohorte - se pierde la dependencia de los subíndices comentada antes para el modelo de tres factores, además no se presenta el problema de identificación.

Los estimadores de los parámetros hallados para este modelo se encuentran en el Anexo 1.

En la Figura 2 se plotean los valores de los coeficientes estimados de la edad contra los diferentes niveles de la edad.

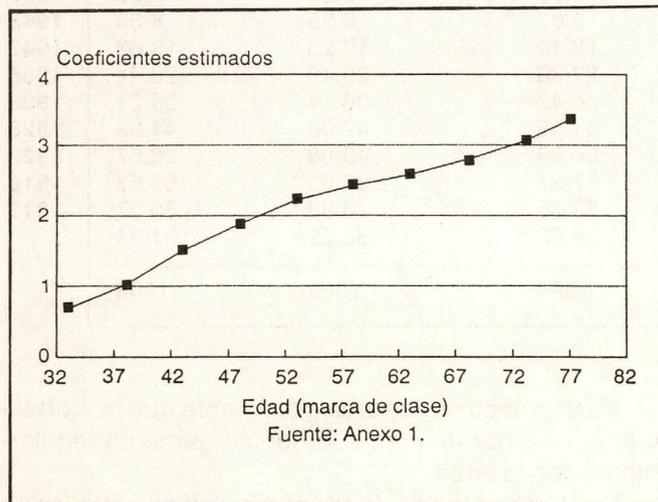


Figura 2. Coeficientes ajustados para la edad.

Podemos observar que los valores estimados aumentan regularmente con la edad, lo que implica que el riesgo de morir por cáncer de mama se incrementa con la edad. Este comportamiento concuerda de modo general con el patrón descrito en casi todas las localizaciones de cáncer, donde se observa que la mortalidad se incrementa como una potencia de la edad [1, 3, 5].

Los estimadores de las cohortes fueron ploteados también contra los diferentes niveles de cohorte para su mejor interpretación (Figura 3).

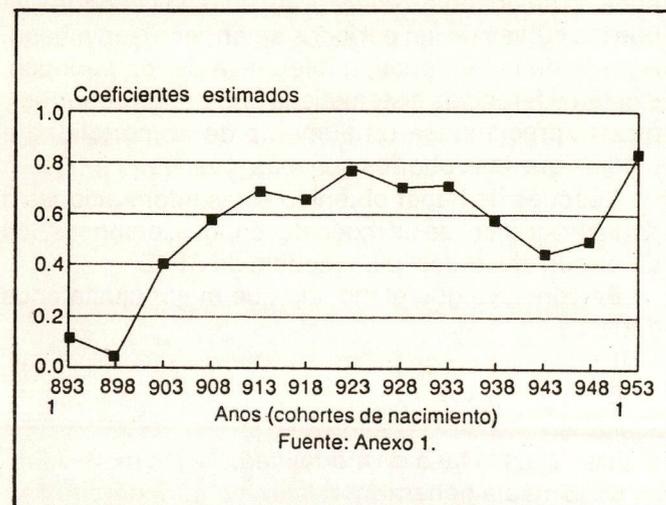


Figura 3. Coeficientes estimados para las cohortes de nacimiento.

Inicialmente, al igual que los coeficientes estimados de la edad, el patrón gráfico de los coeficientes para las cohortes de nacimiento, muestran un incremento lineal en el tiempo, reflejando así, un mayor riesgo de mortalidad para las cohortes de nacimiento más jóvenes. Si admitimos que existe una relación entre la aparición de cáncer de mama y los factores de riesgo asociados con cambios en los patrones reproductivos [1, 3-5, 8], atribuyéndose fundamentalmente a la *paridad antes de los 30 años* protección contra el cáncer de mama, pudiera pensarse que al igual que en otros países, el descenso de los patrones de fecundidad que, como consecuencia del desarrollo científico-técnico, ha caracterizado a Cuba a partir del período neocolonial [13], esto pudiera justificar el incremento de los coeficientes estimados hasta la cohorte de 1923.

A partir de 1923 se observa un descenso en la curva de los estimadores, esto pudiera ser explicado por el hecho de que las mujeres que nacieron de 1923 a 1938 estuvieron en plena edad reproductiva entre 1950 y 1965, época en la que hubo en Cuba una explosión demográfica atribuida a la postguerra y a las campañas de la Revolución Cubana para estimular la fecundidad, lo que puede haber incidido en una disminución consecuente de las tasas de incidencia y mortalidad por cáncer de mama, en estas mujeres que estuvieron sometidas a altos patrones reproductivos.

A partir de la cohorte de 1943 se observa nuevamente un incremento de los coeficientes estimados, y por lo tanto, de los patrones de mortalidad por cáncer de mama. Este nuevo incremento, atendiendo a la hipótesis etiológica que nos ocupa, parece estar influenciado por el rápido decrecimiento de las tasas de fecundidad que ha caracterizado al país desde poco antes de la década del 70.

Una importante influencia del factor cohorte fue encontrada por Gonzalo y Ortega [14] al analizar datos de mortalidad por cáncer de mama de la mujer en Madrid, durante el período 1950-1970. Barret [15] en un estudio de mortalidad por cáncer de mama en Inglaterra y Gales (1900-1925) correlaciona el incremento del factor cohorte con las cohortes de más baja fecundidad. Bjarnason y colaboradores [16] en un estudio de incidencia del cáncer de mama femenino en Islandia, encontraron un incremento sucesivo del factor cohorte y atribuyeron este incremento a un incremento de los factores de riesgo en las mujeres más jóvenes. Stevens y colaboradores [17] atribuyen que el ascenso en los patrones de las cohortes desde los años 1900 sugieren una variabilidad de los patrones reproductivos de la mujer a nivel mundial.

No obstante la dificultad que entraña el establecer una relación causa-efecto entre los patrones reproductivos de la mujer y la aparición de cáncer de mama, a través del modelo de APC, se evidencia que un comportamiento característico de los resultados se presen-

ta en países con hábitos de vida y condiciones socio-económicas similares, característicos de países desarrollados. Y es importante señalar que en Cuba, en los últimos años, se ha desarrollado un patrón demográfico que se asemeja al de países desarrollados.

Para realizar el pronóstico de la mortalidad para el próximo quinquenio en el caso del cáncer de mama, el modelo que más se ajusta, como se explica anteriormente, es el modelo de edad y cohorte con la función enlace logarítmica, luego, la mortalidad para el próximo período estaría dada por:

$$\ln(Y_{ik}) = \mu + i \alpha (L) + k \Gamma (L)$$

Entonces, la ecuación para el cálculo de las tasas quedaría de la siguiente forma:

$$Y_{ij} = \exp (0.6804 + i 0.3224 + j 0.7231)$$

Debemos aclarar que el coeficiente ajustado para la cohorte se obtuvo a través de una regresión cuadrática, que era la que mejor ajustaba a la curva de los coeficientes.

Dado que en nuestro modelo, el período no produce cambios, en el pronóstico del próximo quinquenio sólo usaremos el método antes explicado para determinar la tasa correspondiente al grupo de edad de 30-34 años, del cual no teníamos información sobre su cohorte (cohorte 15).

El resto de las tasas del período 88-92 fueron halladas sustituyendo los valores estimados de los coeficientes en el modelo seleccionado.

Las tasas obtenidas fueron:

Grupo de edades	Tasas estimadas
30-34	4.21
35-39	12.46
40-44	14.53
45-49	20.02
50-54	32.23
55-59	45.29
60-64	52.35
65-69	70.13
70-74	80.29
75-79	113.01

Para una mejor interpretación de las tasas obtenidas, se podría calcular la tasa estandarizada truncada (de 30 a 79 años) y compararla con la de los períodos anteriores, utilizando como población estandar, la población femenina de 30-79 años en Cuba de 1975.

Los resultados obtenidos para cada período son descritas a continuación y son graficadas en la Figura 4.

Período	Tasas estandarizadas
63-67	23.543
68-67	25.820
73-77	28.902
78-82	29.533
83-87	29.600
88-92	30.120

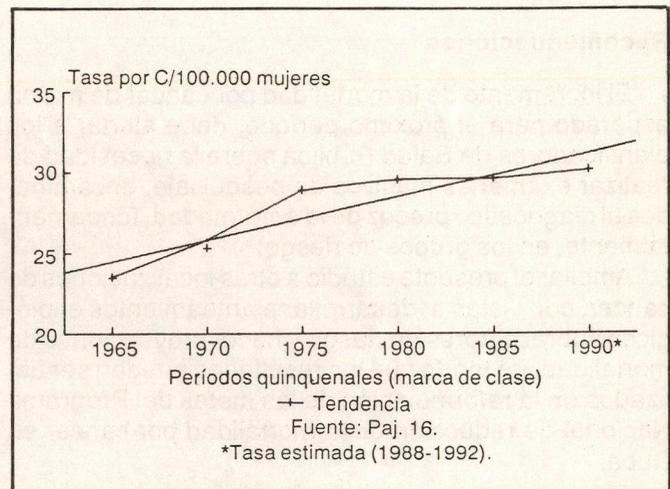


Figura 4. Tasa estandarizada truncada de mortalidad por cáncer de mama femenino. Cuba, 1963-1992.

El ligero incremento de la tasa estandarizada estimada para el quinquenio 88-92 es esperado según los resultados de los valores estimados de los coeficientes, y debe ser interpretado por el aporte de la edad y de la cohorte de nacimiento a la mortalidad.

Obsérvese que si analizamos las tasas específicas estimadas por grupos de edades, podemos considerar que el mayor aporte a la mortalidad está dado por el grupo de 75-79 años.

El análisis precedente ha mostrado como el patrón de mortalidad de las cohortes más jóvenes pueden influir sobre el comportamiento futuro de la mortalidad por cáncer de mama, y demuestra que las proyecciones de la mortalidad para años sucesivos teniendo en cuenta un análisis transversal de la mortalidad a partir de las tasas estandarizadas pudiese arrojar resultados que enmascaren el verdadero riesgo de morir por cáncer de mama, de la mujer cubana, sobrestimándose o subestimándose dicho riesgo.

Conclusiones

El riesgo de morir por cáncer de mama en la mujer cubana no depende del período calendario en que ocurre la muerte, sino de los factores edad y cohorte.

El efecto de la edad se manifiesta en la mortalidad por cáncer de mama como un incremento lineal directamente proporcional al incremento de la edad, hasta los 79 años.

El incremento de los patrones de mortalidad para determinadas cohortes de nacimiento, parece estar relacionado con las cohortes de baja fecundidad.

El incremento de los coeficientes ajustados del factor cohorte asociados con las cohortes más jóvenes, hace sospechar un incremento futuro de la mortalidad para dichas cohortes de nacimiento, de no ponerse en práctica acciones de salud destinadas al diagnóstico precoz de esta enfermedad.

Recomendaciones

El incremento de la mortalidad por cáncer de mama esperado para el próximo período, debe alertar a los planificadores de Salud Pública sobre la necesidad de realizar exámenes masivos de pesquisaje, encaminados al diagnóstico precoz de la enfermedad, fundamentalmente, en los grupos de riesgo.

Ampliar el presente estudio a otras localizaciones de cáncer, con vistas a: desarrollar planteamientos etiológicos sobre factores de riesgo y hacer proyecciones de mortalidad, de modo que los resultados puedan ser utilizados en la reformulación de las metas del Programa Nacional de reducción de la mortalidad por cáncer en Cuba.

Referencias bibliográficas

1. CHU, KENNETH CA. Nonmathematical view of mathematical models for cancer. *J Chron Dis* 1987; 40(Suppl. 2): 163s-170s.
2. PETERSON B. Estadística y epidemiología de las enfermedades oncológicas. Editorial MIR, 1982.
3. DEVITA V, HELLMAN S, ROSEMBERG S. Epidemiología del Cáncer. Principio y Práctica en Oncología. Tomo I. Ed. Científico Técnica. La Habana, 1986.
4. DOLL R. The epidemiology of cancer. *Cancer* 1980; 45(10): 2475-85.
5. EDDY DM. Screening for cancer: Theory, Analysis and Design. Englewood Clifs. N.J. Prentice Hall, 1980.
6. MOREJON FA. Los niveles de mortalidad en Cuba durante el siglo XX. *Rev Cub Adm Salud* 1977; 3(4): 351-63.
7. ANUARIO ESTADISTICO 1987. Dirección Nacional de Estadísticas Sanitarias. MINSAP. La Habana. Cuba, 1988.
8. ORGANIZATION MONDIALE DE LA SANTE. Le cancer en augmentation dans les pays développés. *Relevépidémiologique hebdomadaire* 1985; 60(17): 125-32, avr.
9. HOLFORD TR. The estimation of age, period and cohort effects of vital rates. *Biometrics* 1983; 39: 311-24. jan.
10. INSTITUTO NACIONAL DE ONCOLOGIA Y RADIOBIOLOGIA. Programa Nacional de Reducción de la Mortalidad por Cáncer. Monografía. Ministerio de Salud Pública, 1988.
11. WORLD HEALTH ORGANIZATION. Division of Health Statistics Manual of Mortality Analysis. Geneva 1977: 99-114.
12. KUPPER LL et al. Statistical age-period-cohort analysis: a review and critique. *J Chron Dis* 1985; 38(10): 811-830.
13. LENCE JJ. Estudio sobre un pronóstico del nivel de la fecundidad cubana para un año del quinquenio 1986-1990. *Rev Cub Salud Public* 1988; 14(4): 43-54.
14. LOPEZ G, ORTEGA A. Fundación científica de la asociación española contra el cáncer. Mortalidad por Cáncer en Madrid. *Informa VIII*, 1984.
15. BARRET JC. A method of mortality analysis: application to breast cancer. *Rev Epidm et Santé Publ* 1978; 26: 419-25.
16. BJARNASON O, DAY N, SANEDAL G et al. The effect of year of birth on the breast cancer age-incidence curve in Iceland. *Int J Cancer* 1974; 13: 689-96.
17. STEVENS RG, MOOLGAVKAR S, LEE J. Temporal trends in breast cancer. *Am J Epidem* 1982; 115(5): 759-77.