

Conglomerados espaciales de mortalidad por cáncer, cardiopatía isquémica y enfermedad cerebrovascular isquémica en la provincia de Santiago de Cuba

Space conglomerates of mortality due to cancer, ischemic heart disease and ischemic cerebrovascular disease in Santiago de Cuba province

Armando Ernesto Pérez Cala^{1*} <https://orcid.org/0009-0008-5191-9435>

Edgar Benítez Sánchez¹ <https://orcid.org/0009-0000-2488-2827>

Nadina Travieso Ramos² <https://orcid.org/0000-0003-4982-1435>

¹Hospital Provincial Docente Dr. Joaquín Castillo Duany. Santiago de Cuba, Cuba.

²Universidad de Ciencias Médicas. Santiago de Cuba, Cuba.

*Autor para la correspondencia. Correo electrónico: perezcala9@gmail.com

RESUMEN

Introducción: Uno de los aspectos que más interés suscita en lo referente a la distribución geográfica de la mortalidad por cáncer es la formación de conglomerados espaciales.

Objetivo: Identificar el patrón espacial de la mortalidad por cáncer, cardiopatía isquémica y enfermedad cerebrovascular isquémica mediante la detección y descripción de conglomerados espaciales en la provincia de Santiago de Cuba.

Métodos: Se realizó un estudio ecológico exploratorio espacial de los fallecimientos por cáncer, cardiopatía isquémica y enfermedad cerebrovascular isquémica durante el período comprendido desde el 1 de enero hasta el 31 de diciembre de 2019 en la provincia de Santiago de Cuba, para lo cual se procedió a la detección de conglomerados espaciales de elevada y baja mortalidad por las causas antes citadas. Se empleó el



método de escaneo espacial estadístico con el programa Satscan y las variables independientes fueron divididas en demográficas y clínicas.

Resultados: De los 36 conglomerados espaciales de mortalidad detectados, 23 correspondieron al cáncer (65,8 %), 7 a cardiopatía isquémica (18,4 %) y 6 a enfermedad cerebrovascular isquémica (15,8 %); asimismo, 44,7 % del total eran de elevado riesgo y 55,3 % de bajo riesgo.

Conclusiones: El patrón de la distribución espacial de mortalidad por cáncer de próstata, pulmón, mama, colon, esófago, cardiopatía isquémica y enfermedad cerebrovascular isquémica se caracterizó por la formación de conglomerados espaciales de elevada y baja mortalidad.

Palabras clave: cáncer; cardiopatía isquémica; enfermedad cerebrovascular isquémica; conglomerados espaciales.

ABSTRACT

Introduction: One of the aspects that more interest raises regarding the geographical distribution of mortality due to cancer is the formation of space conglomerates.

Objective: To identify the space pattern of mortality due to cancer, ischemic heart disease and ischemic cerebrovascular disease by means of the detection and description of space conglomerates in Santiago de Cuba province.

Methods: A space exploratory ecological study of deaths due to cancer, ischemic heart disease and ischemic cerebrovascular disease was carried out during January 1st to December 31, 2019 in Santiago de Cuba province, for which space conglomerates of high and low mortality due to the abovementioned causes were detected. The statistical space scanning method was used with the Satscan program and the independent variables were divided in demographic and clinical.

Results: Of the 36 space conglomerates of mortality detected, twenty three corresponded to cancer (65.8%), seven to ischemic heart disease (18.4%) and six to ischemic cerebrovascular disease (15.8%); also, 44.7% of the total was of high risk and 55.3% of low risk.



Conclusions: The space distribution pattern of mortality due to prostate, lung, breast, colon, esophagus cancer, ischemic heart disease and ischemic cerebrovascular disease was characterized by the formation of high and low mortality space conglomerates.

Keywords: cancer; ischemic heart disease; ischemic cerebrovascular disease; space conglomerates.

Recibido: 17/07/2023

Aprobado: 15/09/2023

Introducción

La mortalidad por cáncer constituye un importante problema sanitario a escala mundial y local. Cada año se registran cerca de 12 millones de casos nuevos de cáncer y entre 6 a 7 millones de muertes por esta enfermedad en todo el orbe.⁽¹⁾

En el 2018 fueron diagnosticados en Cuba 45 534 pacientes con neoplasias malignas, de los cuales fallecieron 26 267 por esta causa.⁽²⁾

El desarrollo alcanzado en las últimas décadas por la epidemiología espacial y los sistemas de información geográfica (SIG) han puesto de manifiesto la enorme complejidad subyacente en la distribución espacial de la mortalidad por cáncer.

Uno de los aspectos que más interés suscita en lo referente a la distribución geográfica de la mortalidad por cáncer es la formación de conglomerados espaciales, caracterizados por un incremento de la mortalidad, mayor de lo esperado, por un tipo particular de tumor maligno en un área geográfica y tiempo determinados.⁽³⁾

La formación o detección de un conglomerado espacial de mortalidad por cáncer es la primera acción necesaria para identificar uno o varios agentes que posean un nexo causal con la elevada mortalidad registrada en un área y/o período definidos, por lo cual identificar un factor causal supondría una intervención terapéutica eficaz.⁽⁴⁾

Sin embargo, si bien los enfoques epidemiológicos para determinar los factores demográficos, socioculturales y económicos que condicionan el desarrollo de



conglomerados espaciales de mortalidad por cáncer evidencian resultados “definitivos” en una población determinada, resultan contradictorios en otros entornos, incluso similares.^(5,6,7)

De acuerdo con lo anterior, se hace necesario enfocar el estudio de dichos conglomerados desde una perspectiva ecológica y espacial, lo cual obliga a considerar otros aspectos y a cuestionar si el patrón espacial de mortalidad por cáncer obedece a mecanismos intrínsecos de susceptibilidad poblacional, a la influencia ambiental o a la interacción con otras causas de mortalidad.⁽⁸⁾ En tal sentido, uno de los significados esenciales de este tipo de estudio, desde esta perspectiva, ha sido lograr un marco conceptual en el que la mortalidad por enfermedades neoplásicas quede integrada a la mortalidad por otras causas; por tanto, el riesgo competitivo de muerte (RCM) se convierte en variable de uno de los aspectos esenciales de dicha dinámica. Así, toda causa de muerte que interfiera con la causa específica de mortalidad y altere el evento final esperado para un individuo determinado se considera un RCM; de igual manera, la mortalidad por cáncer se encuentra indisolublemente relacionada con el RCM, asociado con mayor frecuencia a una cardiopatía isquémica (CI) y enfermedad cerebrovascular isquémica (ECV-I).⁽⁹⁾

Los conglomerados espaciales de mortalidad por cáncer podrían ser expresión espacial de la interacción entre el riesgo competitivo de muerte.

En Cuba, son pocos los estudios centrados en la detección de dichos conglomerados y no existen resultados publicados que los relacionen con otras enfermedades que actúan como RCM.

Por otra parte, en Santiago de Cuba, el uso de los SIG en la investigación epidemiológica ha estado centrado en el estudio de enfermedades transmisibles, por lo que no constan antecedentes de análisis epidemiológico del cáncer con este enfoque.

Teniendo en cuenta los elementos anteriores se realizó esta investigación con el objetivo de identificar el patrón espacial de la mortalidad por cáncer, cardiopatía isquémica y enfermedad cerebrovascular isquémica mediante la detección de conglomerados espaciales en la provincia de Santiago de Cuba.



Métodos

Se realizó un estudio ecológico exploratorio espacial con vistas a determinar la distribución espacial de la mortalidad por cáncer (de próstata, de mama en mujeres, así como de pulmón, colon y esófago en ambos sexos), en asociación con CI y ECV-I como causas competitivas de muerte, durante el período comprendido desde el 1 de enero hasta el 31 de diciembre de 2019. Para ello se procedió a la detección de conglomerados espaciales de elevada y baja mortalidad mediante el método de escaneo espacial estadístico (EEE) con el programa Satscan, versión 9.4.

La unidad muestral básica del estudio estuvo constituida por los residentes en los municipios de Contramaestre, Julio Antonio Mella, San Luis, Segundo Frente, Songo- La Maya, Santiago de Cuba, Palma Soriano, Tercer Frente y Guamá, la cual fue dividida en grupos de edades quinquenales; la unidad de análisis, por el fondo poblacional sobre el que se analizan los casos (los fallecidos) de los municipios de la provincia de Santiago de Cuba.

Las variables analizadas fueron clasificadas como dependientes e independientes. Entre las dependientes figuró la mortalidad por CI y ECV-I, así como por tumores de próstata, mama, pulmón, colon y esófago.

Por su parte, la nomenclatura de las causas de mortalidad estuvo en correspondencia con la Clasificación Estadística Internacional de Enfermedades y Problemas Relacionados con la Salud en su décima versión (CIE-10).⁽¹⁰⁾ Aquí fueron incluidas las covariables siguientes: crecimiento poblacional, densidad de población, porcentaje de ancianos, diagnóstico tardío de la enfermedad neoplásica, comorbilidad cardiovascular en fallecidos por cáncer y comorbilidad neoplásica en fallecidos por enfermedades cardiovasculares.

Las variables fueron analizadas en 2 niveles: agregado (expresadas como las medidas resúmenes de observaciones individuales en forma de proporciones, es decir, tasas) y global (como atributos de grupos o lugares que no tenían una equivalencia individual).

Los datos relacionados con los fallecidos por todas las causas y las tasas de mortalidad por la causa objeto de estudio se obtuvieron de los registros estadísticos del Centro



Provincial de Higiene y Epidemiología y de la Dirección Provincial de Salud de Santiago de Cuba.

Las variables independientes demográficas y las coordenadas geográficas de los municipios de Santiago de Cuba fueron aportadas por la Oficina Nacional de Estadísticas e Información de Santiago de Cuba (ONEI) y por el Centro de Estudios Marítimos y Zonas Costeras del Instituto Superior Politécnico Julio Antonio Mella de la misma provincia.

Se procedió a la estandarización de las distintas tasas de mortalidad mencionadas (de cada municipio), mediante el método directo, donde se consideró a Santiago de Cuba como población tipo, según el informe de la ONEI.

Como técnica de EEE y descripción de la distribución espacial de las variables dependientes se empleó el programa citado previamente.

Los fallecidos por cáncer de próstata, pulmón, mama, colon, esófago, CI y ECV-I constituyeron los casos, distribuidos por cada uno de los municipios de la provincia de Santiago de Cuba, para lo cual se empleó el modelo de distribución discreta de Poisson.

La exploración incluyó la identificación de conglomerados de elevada y baja mortalidad por las causas objeto de estudio. El tipo de conglomerado espacial fue definido de acuerdo con el valor del riesgo relativo (RR) aportado; por tanto se consideró de elevado riesgo de mortalidad si $RR > 1$ y de bajo riesgo si $RR < 1$.

Por otra parte, se describió a los conglomerados espaciales primarios con significación estadística ($p \leq 0,05$), así como a los espaciales secundarios, definidos como aquellos que no mostraron solapamiento espacial con los primarios y poseían significación estadística.

Igualmente, se efectuaron rondas de EEE con ajuste por covariables y, de acuerdo con los estudios referentes de Kulldorff,⁽¹¹⁾ se realizó regresión de Poisson para las variables continuas. De acuerdo con esto último, en la exploración fueron incluidas 2 covariables demográficas: densidad poblacional y porcentaje de ancianos, las cuales resultaron tipificadas en una única covariable, denominada entonces densidad poblacional-porcentaje de ancianos, debido a su naturaleza correlacionada durante dicha regresión.

Por último, los resultados fueron expuestos en tablas que describieron los siguientes parámetros: tipo de conglomerado espacial (elevada o baja mortalidad), localización



geográfica, RR, razón de verosimilitud o *log likelihood ratio* (LLR) y significación estadística (p), así como la variación de cada parámetro de acuerdo con el efecto del ajuste por covariables confusoras. Para la representación de los conglomerados espaciales se emplearon mapas cloropéticos que mostraron la distribución de la tasa de mortalidad estandarizada para cada una de las causas estudiadas por municipios, divididas en cuartiles y elaborados mediante el software ArcGIS 9.3.

Resultados

Durante el EEE fueron detectados 36 conglomerados espaciales de mortalidad por las causas incluidas en el estudio; de estos, 23 correspondieron a mortalidad por cáncer (65,8 %), 7 por CI (18,4 %) y 6 por ECV-I (15,8 %); asimismo, 44,7 % del total resultaron ser conglomerados de elevado riesgo y 55,3 % de bajo riesgo. Por su parte, las causas de mortalidad con mayor número de conglomerados espaciales fueron, en orden decreciente de frecuencia, la CI, el cáncer de próstata, la ECV-I y el cáncer de colon. Los conglomerados espaciales de elevado riesgo fueron detectados mayormente en los tumores malignos de próstata y colon; los de bajo riesgo, en la CI y la ECV-I (tabla 1).

También se observó que los conglomerados espaciales de elevado riesgo de mortalidad fueron localizados en unidades de análisis con valores de mortalidad estandarizada, ubicados entre la mediana y el tercer cuartil (valores medios y altos) y superiores al tercer cuartil (valores altos); igualmente, los de bajo riesgo quedaron comprendidos en unidades de análisis con valores de mortalidad estandarizada inferiores al primer cuartil (valores bajos) y entre el primer cuartil y la mediana (valores medios y bajos), aunque hubo excepciones.

El municipio de Santiago de Cuba presentó el mayor número de conglomerados espaciales de elevada mortalidad, con un total de 5 (4 por cáncer de próstata, pulmón, mama y colon, así como uno por cardiopatía isquémica), seguido por los municipios Songo- La Maya, con 4, y Palma Soriano, con 3; mientras que los de baja mortalidad fueron ubicados en los municipios de Contramaestre y San Luis (5 en cada uno), seguidos por Julio Antonio Mella, Palma Soriano y Guamá, con 4, respectivamente.



Tabla 1. Conglomerados espaciales de mortalidad por cáncer en sus principales localizaciones, cardiopatía isquémica y enfermedad cerebrovascular isquémica

Municipios	Conglomerados espaciales de mortalidad															
	C61		C34		C50		C18		C15		I20-25		I63		Total	
	A	B	A	B	A	B	A	B	A	B	A	B	A	B		
Contramaestre				1						1	1		1	1	3	
Songo La Maya	1		1					1		1		1	1	3	3	
Tercer Frente									1					1	1	
Santiago de Cuba	1		1		1		1				1			5	5	
Palma Soriano	1					1						1	1	2	2	
Segundo Frente		1											1	2	2	
Mella		1		1	1		1		1			1		2	4	
San Luis							1					1	1	1	2	
Guamá		1			1		1				1		1	5	5	
Total	6	6	4	4	4	4	5	4	4	7	7	6	6	36	36	

Leyenda: cáncer de próstata (C61), cáncer de pulmón (C34), cáncer de mama (C50), cáncer de colon (C18), cáncer de esófago (C15), cardiopatía isquémica (I20-25) y enfermedad cerebrovascular isquémica (I63)

A: conglomerado espacial de alta mortalidad

B: conglomerado espacial de baja mortalidad

Dada la naturaleza de la EEE, varios conglomerados espaciales de mortalidad no quedaron confinados dentro de los límites de la unidad de análisis; por ejemplo, en el caso del conglomerado primario de bajo riesgo de mortalidad por cáncer de próstata, aunque su epicentro se localizaba en el municipio de Guamá, poseía un radio de 46,69 km y se extendía hasta incluir la totalidad de Tercer Frente, así como porciones de Contramaestre y Palma Soriano (fig.).

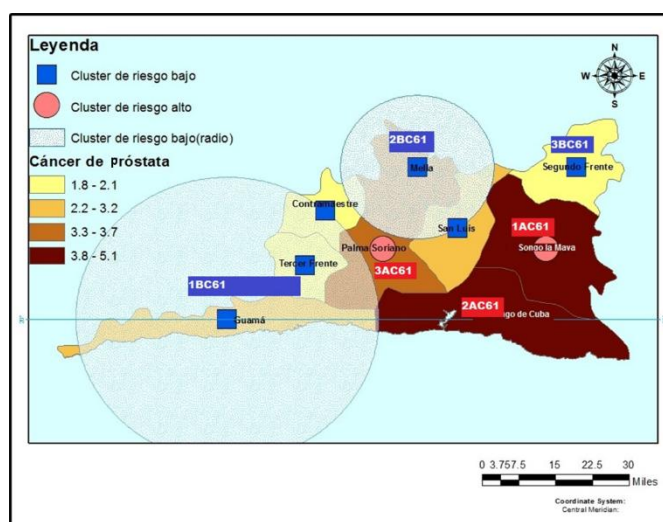


Fig. Localización geográfica de los conglomerados espaciales de mortalidad por cáncer de próstata



Después de efectuar el ajuste por covariables (tabla 2), no se registraron conglomerados de mortalidad por cáncer de próstata, esófago y ECV-I; luego de las rondas de EEE con incorporación de covariables, persistió la mortalidad por cáncer de mama (3 de 4 iniciales).

La covariable densidad poblacional-porcentaje de ancianos afectó con mayor frecuencia a los conglomerados espaciales de mortalidad por cáncer de próstata, mama y enfermedad cerebrovascular isquémica (67,0 %, respectivamente), seguidos por los de mortalidad por cáncer de pulmón (50,0 %), colon (40,0 %) y esófago (25,0 %). Por su parte, la covariable diagnóstico tardío de la enfermedad tuvo efecto en 75,0 y 67,0 %, de los conglomerados de mortalidad por cáncer de pulmón y próstata, por ese orden, y solo en 25 % por cáncer esofágico.

Por otra parte, la presencia de comorbilidad cardiovascular modificó los parámetros estadísticos en más de 50 % de los conglomerados espaciales de mortalidad, registrados por cada tipo de cáncer incluido en la investigación, con predominio de los de pulmón y esófago (75 %); de igual forma, la presencia de comorbilidad neoplásica en los fallecidos por CI o ECV-I tuvo efecto en más de 50 % de los conglomerados detectados durante la EEE.

Tabla 2. Resumen de los resultados de la EEE según ajuste y efecto de las covariables clínicas y demográficas

Características de los conglomerados	Conglomerados espaciales de mortalidad						
	C61	C34	C50	C18	C15	I20-25	I63
Número de conglomerados previo al ajuste	6	4	4	5	4	7	6
Número de conglomerados después del ajuste		2	3	2		2	
Número de conglomerados modificados por efecto de covariables							
Densidad poblacional-porcentaje de ancianos (%)	67,0	50,0	67,0	40,0	25,0	29,0	67,0
Diagnóstico tardío (%)	67,0	75,0	50,0	20,0	50,0		
Comorbilidad cardiovascular (%)	67,0	75,0	67,0	60,0	75,0		
Comorbilidad neoplásica (%)						57,0	67,0

En el municipio de Songo-La Maya el efecto conjunto de las covariables diagnóstico tardío de la enfermedad y presencia de comorbilidad cardiovascular en los fallecidos por cáncer de próstata fue lo que redujo aún más la LLR y la significación estadística del conglomerado e incrementó el riesgo relativo luego del efecto ejercido sobre este por la



covariable densidad poblacional-porcentaje de ancianos (fig. 1 y tabla 3). La incorporación de las covariables demográficas aumentó el RR de fallecer por cáncer de próstata en este municipio de 1,51 a 1,88; en tanto, la inclusión del diagnóstico tardío y la comorbilidad cardiovascular provocaron incrementos subsecuentes a 2,60 y 3,07 veces, respectivamente.

Tabla 3. Estadísticos de los conglomerados espaciales de mortalidad por cáncer de próstata

Conglomerados	Efectos de las covariables	LLR	p	RR
1AC61	Sin ajuste	9,773	0,00	1,51
Songo	Ajuste por densidad poblacional-porcentaje de ancianos (1)	7,022	0,055	1,88
	Ajuste por (1) + diagnóstico tardío (2)	4,338	0,058	2,60
	Ajuste por (1) + (2) + comorbilidad cardiovascular en fallecidos por cáncer de próstata	3,119	0,07	3,07
2AC61	Sin ajuste	9,4884	0,00	1,11
Santiago	Ajuste por densidad poblacional-porcentaje de ancianos (1)	1,8301	0,31	1,22
	Ajuste por (1) + diagnóstico tardío (2)	1,8301	0,31	1,22
	Ajuste por (1) + (2) + comorbilidad cardiovascular en fallecidos por cáncer de próstata	1,6663	0,47	1,24
3AC61	Sin ajuste	8,655	0,00	1,22
Palma	Ajuste por densidad poblacional-porcentaje de ancianos (1)	8,070	0,04	1,22
	Ajuste por (1) + diagnóstico tardío (2)	1,866	0,52	1,36
	Ajuste por (1) + (2) + comorbilidad cardiovascular en fallecidos por cáncer de próstata	0,821	0,66	1,64
1BC61	Sin ajuste	8,590	0,00	0,50
	Ajuste por densidad poblacional-porcentaje de ancianos (1)	8,590	0,00	0,50
	Ajuste por (1) + diagnóstico tardío (2)	5,488	0,05	0,73
	Componente Tercer Frente			
	Ajuste por (1) + (2) + comorbilidad cardiovascular en fallecidos por cáncer de próstata	0,139	0,95	1,20
	Componente Guamá			
2BC61	Sin ajuste	8,488	0,00	0,47
	Ajuste por densidad poblacional-porcentaje de ancianos (1)	1,681	0,32	0,49
	Ajuste por (1) + diagnóstico tardío (2)	1,681	0,32	0,55
	Ajuste por (1) + (2) + comorbilidad cardiovascular en fallecidos por cáncer de próstata	1,681	0,32	0,55
3BC61	Sin ajuste	2,889	0,08	0,66
	Ajuste por densidad poblacional-porcentaje de ancianos (1)	2,889	0,08	0,66
	Ajuste por (1) + diagnóstico tardío (2)	0,706	0,73	0,71
	Ajuste por (1) + (2) + comorbilidad cardiovascular en fallecidos por cáncer de próstata	0,502	0,81	0,71

Discusión

El escaneo espacial estadístico evidenció la existencia de un patrón en la distribución espacial de la tasa de mortalidad por cáncer de próstata, pulmón, mama, colon, esófago, CI y ECV-I, caracterizado por conglomerados espaciales de elevada y baja mortalidad,



con diferencias específicas en cuanto a la causa de mortalidad, el RR y el efecto de las covariables, lo que indica una distribución diferencial del riesgo.

La contribución de las variables demográficas a la génesis de conglomerados espaciales de mortalidad por cáncer, en general, y las principales localizaciones incluidas en el presente estudio, ha sido evidenciada en investigaciones realizadas en otros contextos geográficos;⁽¹²⁾ sin embargo, la edad avanzada y la densidad poblacional no explican por sí solas la presencia de unidades de análisis con exceso o disminución del riesgo de mortalidad para tipos particulares de tumores malignos, a menos que sugieran la agregación espacial de individuos con características genéticas similares y particulares, que les confieran mayor o menor vulnerabilidad ante cierto tipo de cáncer. Este supuesto biológico resulta en extremo improbable, por lo que habría que considerar la influencia de otros factores asociados al contexto geográfico local para explicar tales diferencias.

La mayoría de los estudios relacionados con los conglomerados espaciales de mortalidad por cáncer sugieren que el diagnóstico tardío de la enfermedad es una de las características mayormente asociada con estos.^(13,14)

De acuerdo con lo anterior, son pocas las investigaciones que han demostrado la existencia de conglomerados de mortalidad conformados exclusivamente por fallecidos por ciertos tipos de cáncer en etapas avanzadas.⁽¹⁴⁾

Los resultados de la actual serie evidencian el marcado efecto de esta covariable en los conglomerados espaciales de mortalidad por cáncer en las principales localizaciones. Cabe resaltar que en 4 de las 5 localizaciones estudiadas (próstata, pulmón, mama y colon), 50 % o más de los conglomerados espaciales de mortalidad registrados experimentaron modificaciones en sus parámetros estadísticos, debido a la inclusión del estadio avanzado de la enfermedad al momento del diagnóstico.

En Cuba se tiene como referencia 2 trabajos realizados por Batista *et al*,^(15,16) quienes exponen resultados en los que se relaciona el efecto del diagnóstico tardío de la enfermedad neoplásica sobre la distribución geográfica de la mortalidad por estas causas.

Por otro lado, aparte de las diferencias entre factores individuales y socioeconómicos a nivel poblacional, también existen las relacionadas con el acceso y la recepción de



tratamientos de calidad y el posterior seguimiento, así como también con el grado de comorbilidad, las cuales podrían explicar las disparidades en la distribución espacial de la mortalidad por cáncer. Esta última fue una de las variables incluidas en la presente investigación y, precisamente, llama la atención el porcentaje no despreciable de comorbilidad cardiovascular en las localizaciones específicas de cáncer estudiadas.

Asimismo, resaltan las diferencias espaciales de estos porcentajes en cada uno de los municipios, con franca preponderancia de unos en relación con otros. De manera análoga a lo explicado anteriormente sobre la presencia de comorbilidad cardiovascular, más de 10 % de los fallecidos por CI o ECV-I presentaron comorbilidad neoplásica.

Resulta interesante señalar que el significado de la comorbilidad como elemento modificador de las tasas de mortalidad por cáncer ha sido ampliamente expuesto en la literatura científica.^(9,17,18) Sin dudas, a pesar de que parecen existir paralelismos en cuanto a la influencia de la covariable comorbilidad cardiovascular sobre los conglomerados espaciales de mortalidad por cáncer descritos en esta casuística y lo observado en los estudios poblacionales, sería necesario desarrollar otras investigaciones que permitan aseverar si tal correspondencia se cumple.

A manera de colofón, puede decirse que durante el 2019 en la provincia de Santiago de Cuba el patrón de la distribución espacial de mortalidad por cáncer de próstata, pulmón, mama, colon, esófago, cardiopatía isquémica y enfermedad cerebrovascular isquémica se caracterizó por la formación de conglomerados espaciales de elevada y baja mortalidad. Por su parte, la presencia de la mayoría de los conglomerados espaciales de mortalidad se satisface con covariables demográficas (densidad poblacional y porcentaje de ancianos) y clínicas (diagnóstico tardío de la enfermedad neoplásica, comorbilidad cardiovascular en los fallecidos por cáncer y comorbilidad neoplásica en los fallecidos por enfermedades cardiovasculares), aunque no eliminan la totalidad del riesgo.



Referencias bibliográficas

1. Bray F, Ferlay J, Soerjomataram I, Siegel RL, Torre LA, Jemal A. Global Cancer Statistics 2018: GLOBOCAN estimates of incidence and mortality worldwide for 36 cancers in 185 countries. *CA Cancer J Clin.* 2018 [citado 27/02/2020];68:394-424. Disponible en: <https://acsjournals.onlinelibrary.wiley.com/doi/10.3322/caac.21492>
2. Iglesias Armenteros A, Suárez Rodríguez A. Incidencia de cáncer: cifras alarmantes. *Rev Finlay.* 2015 [citado 27/02/2020];5(1). Disponible en: <http://www.revfinlay.sld.cu/index.php/finlay/article/view/345>
3. Nethery R, Yang Y, Brown AJ, Dominici F. A causal inference framework for cancer cluster investigations using publicly available data. *J Royal Stat Soc Ser A Stat Soc.* 2020 [citado 27/02/2020];11(8):1022-31. Disponible en: <https://academic.oup.com/jrsssa/article/183/3/1253/7056416?login=false>
4. Camiña N, McWilliams TL, Hwang WT. Identification of spatio-temporal clusters of lung cancer cases in Pennsylvania, USA: 2010-2017. *BMC Cancer.* 2022 [citado 27/02/2020];555(22). Disponible en: <https://doi.org/10.1186/s12885-022-09652-8>
5. Slavik CE, Yiannakoulias N. Investigating reports of cancer clusters in Canada: a qualitative study of public health communication practices and investigation procedures. *Health Promot Chronic Dis Prev Can.* 2022 [citado 27/02/2020];42(11/12):490-502. Disponible en: <https://doi.org/10.24095/hpcdp.42.11/12.04>
6. Kulldorff M, Athas WF, Feurer EJ, Miller BA, Key CR. Evaluating cluster alarms: A space-time scan statistic and brain cancer in Los Alamos. *Am J Public Health.* 1998 [citado 27/02/2020];88(9):1377-80. Disponible en: <https://ajph.aphapublications.org/doi/abs/10.2105/AJPH.88.9.1377>
7. Cazzolla Gatti R, Di Paola A, Monaco A, Velichevskaya A, Amoroso N, Bellotti R. The spatial association between environmental pollution and long-term cancer mortality in Italy. *Science of the Total Environment.* 2023 [citado 27/02/2020];825:158439. Disponible en: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0048969722055383>



8. Kotler BP, Brown JS. Cancer community ecology. *Cancer Control*. 2020 [citado 27/02/2020];27(1). Disponible en: <https://journals.sagepub.com/doi/10.1177/1073274820951776>
9. Li Y, Sun L, Burstein DS. Considerations of competing risks analysis in cardio-oncology studies. *JACC CardioOncol*. 2022 [citado 27/02/2020];4(3):287-301. Disponible en: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S2666087322003209?via%3Dihub>
10. World Health Organization. CID-10. International Statistical Classification of Diseases and Related Health Problems. 10th Review. Instruction Manual; 2016. Washington, D.C: OMS; 2019 [citado 27/02/2020]. Disponible en: https://icd.who.int/browse10/Content/statichtml/ICD10Volume2_en_2019.pdf
11. Kulldorff M. Information management services. Satscan TM, v.8.0: software for the spatial and space-time scan statistics; 2009 [citado 27/02/2020]. Disponible en: <https://www.satscan.org/>
12. Ramos Herrera IM, Reyna Sevilla A, González Castañeda ME, Robles Pastrana JD, Herrera Echauri DD, González Rivera CA, et al. Cáncer de mama en Jalisco. Análisis espacial de la mortalidad en 2010-2017. *Gac. Méd. Méx*. 2021 [citado 27/02/2020];156(6). Disponible en: <https://doi.org/10.24875/gmm.20005546>
13. Jidveian Popescu M, Ciobanu A. Factors influencing delayed diagnosis in Oncology. *Maedica (Bucur)*. 2020 [citado 27/02/2020];15(2):191-5. Disponible en: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC7482695/>
14. Cayuela L, Asuero Llanes A, Rodríguez Domínguez S, Chávez Conde M, Cayuela A. Análisis espacial de la mortalidad por cáncer de pulmón en España con especial referencia a Andalucía (2013-2017). *Open Respir Arch*. 2020 [citado 27/02/2020];2(3):107-12. Disponible en: <https://www.elsevier.es/en-revista-open-respiratory-archives-11-articulo-analisis-espacial-mortalidad-por-cancer-S2659663620300151>
15. Batista Hernández NE, Alegret Rodríguez M, Antón Fleites O. Análisis espacial de la morbimortalidad del cáncer de mama y cérvix. Villa Clara. Cuba. 2004-2009. *Rev Esp Salud Pública*. 2013 [citado 27/02/2020];87(1):49-57. Disponible en: https://scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1135-57272013000100006&lng=es&nrm=iso&tlng=es



16. Batista Hernández NE, Antón Fleites O, Alegret Rodríguez M. Análisis espacio-temporal de eventos asociados al cáncer: una herramienta para apoyar estudios epidemiológicos. Medisur. 2012 [citado 27/02/2020];10(2). Disponible en: http://scielo.sld.cu/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1727-897X2012000200016&lng=es&nrm=iso&tlng=es
17. Kutikov A, Cooperberg M, Paciorek AT, Uzzo RG, Carroll PR, Boorjian SA. Evaluating prostate cancer mortality and competing risks of death in patients with localized prostate cancer using a comprehensive nomogram. Prostate Cancer Prostatic Dis. 2012 [citado 27/02/2020];15:374-9. Disponible en: <https://www.nature.com/articles/pcan201221>
18. Wu XX, Chen RP, Chen RC, Gong HP, Wang BF, Li YL, et al. Nomogram predicting cancer-specific mortality in patients with esophageal adenocarcinoma: a competing risk analysis. J Thorac Dis. 2019 [citado 27/02/2020];11(7). Disponible en: <http://dx.doi.org/10.21037/jtd.2019.07.56>.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener conflicto de intereses.

Contribución de los autores

Armando Ernesto Pérez Cala: conceptualización, curación de datos, análisis formal, investigación, metodología, redacción-borrador original. Participación: 50 %.

Edgar Benítez Sánchez: conceptualización, curación de datos, investigación, redacción-borrador original. Participación: 20 %.

Nadina Travieso Ramos: análisis formal, investigación, redacción-revisión y edición. Participación: 30 %.

