






## Cáncer infantil: incidencia y patrones espaciales en la ciudad de Campinas, Brasil, 1996-2005


Childhood cancer: incidence and spatial patterns in the city of Campinas, Brazil, 1996-2005


Jane Kelly Oliveira Friestino<sup>1</sup>, Denisa Mendonça<sup>2</sup>, Pedro Oliveira<sup>3</sup>, Carla M. Oliveira<sup>4</sup>, Djalma de Carvalho Moreira Filho<sup>5</sup>

<sup>1</sup>Doctora en Salud Colectiva. Profesora, Universidade Federal da Fronteira Sul, Chapecó, Brasil. ✉ 

<sup>2</sup>Doctora en Bioestadística. Profesora, Epidemiology Research Unit, Instituto de Saúde Pública, Instituto de Ciências Biomédicas Abel Salazar, Universidade do Porto, Portugal. ✉ 

<sup>3</sup>Doctor en Bioestadística. Profesor, Epidemiology Research Unit, Instituto de Saúde Pública, Instituto de Ciências Biomédicas Abel Salazar, Universidade do Porto, Portugal. ✉ 

<sup>4</sup>Doctora en Salud Pública. Profesora Asistente Invitada, Escola Superior de Saúde, Instituto Politécnico do Porto. Investigadora, Instituto de Investigação e Inovação em Saúde (i3s), Instituto de Engenharia Biomédica, Universidade do Porto, Portugal. ✉ 

<sup>5</sup>Doctor en Medicina Preventiva. Profesor, Universidade Estadual de Campinas, Brasil. ✉ 

**RESUMEN** Analizamos los patrones espaciales y las incidencias de cáncer en niños, niñas y adolescentes de 0 a 19 años de edad residentes en la ciudad de Campinas, al sureste de Brasil, diagnosticados entre 1996 y 2005. Se clasificaron los cánceres según los grupos de la tercera revisión de la *International Classification of Childhood Cancer* (ICCC-3). Se incluyeron los cuatro grupos más comunes: leucemias, linfomas, y las neoplasias del sistema nervioso central y de tejidos blandos. Se calcularon tasas de incidencia estandarizadas por edad utilizando la población mundial estándar. Se ajustó un modelo espacial de regresión jerárquica de Bayes (controlando por la heterogeneidad de los datos y la autocorrelación espacial), que asume que el número de casos sigue una distribución de Poisson. Se diagnosticó un total de 180 casos durante el periodo de estudio. La tasa de incidencia bruta para las edades 0-19 años fue de 54,2 por millón y la tasa de incidencia estandarizada por edad fue de 56,5 por millón. Si bien algunas regiones presentan tasas de incidencia más altas al considerar la heterogeneidad y la autocorrelación, no se observaron diferencias estadísticamente significativas en los riesgos relativos.

**PALABRAS CLAVES** Análisis Espacial; Neoplasias; Salud Infantil; Salud del Adolescente; Geografía Médica; Brasil.

**ABSTRACT** This article analyzes cancer incidence and spatial patterns in children and adolescents (0-19 years of age) residing in the city of Campinas in Southeastern Brazil who were diagnosed from 1996-2005. Cancers were classified according to the Third International Classification of Childhood Cancer (ICCC-3) Groups. The four most common groups were studied: leukemias, lymphomas, and central nervous system and soft tissue neoplasms. Age-standardized incidence rates were calculated using the world standard population. A spatial Bayesian hierarchical regression model (controlling for data heterogeneity and spatial autocorrelation) was fitted, assuming that the number of cancer cases follows a Poisson distribution. A total of 180 cases were diagnosed during the study period. Overall, the crude incidence rate was 54.2 per million and the age-standardized incidence rate was 56.5 per million. Although some regions present higher incidence rates, considering the spatial heterogeneity and the spatial autocorrelation, no statistically significant differences in the relative risks were observed.

**KEY WORDS** Spatial Analysis; Neoplasms; Child Health; Adolescent Health; Medical Geography; Brazil.

## INTRODUCCIÓN

El Sistema Único de Salud (SUS), como parte integral del sistema de protección social brasileño, tiene entre sus objetivos la identificación de factores y determinantes de salud y el uso de indicadores para describir las situaciones de salud y bienestar de la población<sup>(1)</sup>.

En este escenario, la salud colectiva en Brasil ha pasado por reestructuraciones desde la reforma de salud de mediados de la década de 1970. Con base en concepciones de la medicina social, la salud colectiva se constituye actualmente como un campo científico que contribuye al estudio del proceso de salud-enfermedad-atención-cuidado en diversos grupos poblacionales insertos en contextos geográficos, históricos y sociales específicos<sup>(2)</sup>.

La epidemiología actual, especialmente la epidemiología social, ha superado los modelos explicativos del proceso salud-enfermedad de la década de 1970. Hoy en día la epidemiología incluye en sus métodos de investigación la experticia de otras áreas de conocimiento y, por lo tanto, no deja de tener en cuenta elementos importantes como la complejidad existente en los diversos ciclos de la vida humana, reuniendo tanto el espacio y el tiempo en los que se inscriben los individuos<sup>(3,4)</sup>.

Desde la perspectiva de la epidemiología social, la salud se considera un componente relevante del bienestar, no solo del individuo, sino de la sociedad, además de una condición esencial para el disfrute de la vida y un derecho inalienable de las personas sin importar el lugar en donde viven. Los cambios en la estructura general de la sociedad, los cambios climáticos, el envejecimiento poblacional, el crecimiento de la desigualdad y el acceso a los cuidados en salud son algunas de las problemáticas que han despertado el reconocimiento de la importancia del territorio y de la geografía en el análisis de las condiciones de salud, haciendo que esta área de conocimiento cobre relevancia en el campo de la salud colectiva.

Según Barcellos<sup>(5)</sup>, la geografía de la salud:

...es un campo de conocimiento que debería involucrar los varios técnicos y profesionales que se interesan por los procesos de salud, enfermedad y cuidado en el espacio geográfico, para poder intervenir.

Actualmente, en la bibliografía es posible encontrar un gran número de estudios que analizan enfermedades crónicas y no transmisibles, en particular, la ocurrencia de neoplasias<sup>(4)</sup>. Como se consideran enfermedades multifactoriales, varios factores influyen en la distribución geográfica de las neoplasias, especialmente, los determinantes sociales, el ambiente y el acceso a los servicios de salud. Una herramienta esencial para la vigilancia epidemiológica de la incidencia de cáncer son los Registros de Cáncer de Base Poblacional. Estos registros son fuentes fundamentales para el desarrollo de la investigación epidemiológica y clínicas y, además, para la planificación y la evaluación de las acciones de control de cáncer.

Dada la importancia de conocer la incidencia del cáncer en la población, desde la década de 1980, el Instituto Nacional del Cáncer de Brasil ha promovido el establecimiento de registros, motivo por el cual en la actualidad hay 20 Registros de Cáncer de Base Poblacional distribuidos por las grandes ciudades de todas las regiones de país<sup>(6)</sup>. La mayor parte de las investigaciones se orientan hacia los tipos de neoplasias con mayor incidencia, quizá debido a la facilidad para obtener los datos o a la gran cantidad de información necesaria para la elaboración de los planes de contingencia; por lo tanto, los estudios sobre casos poco frecuentes escasean en la bibliografía<sup>(7)</sup>.

Campinas es una ciudad grande ubicada en el suroeste de Brasil. Cuenta con un Registro de Cáncer de Base Poblacional desde 1990. Aunque los estudios poblacionales sobre la incidencia del cáncer infantil y la supervivencia son importantes para evaluar los servicios locales de salud, pocos estudios se encuentran disponibles para la región.

El cáncer infantil (diagnosticado entre las edades de 0 y 19 años) incluye varias malignidades y la incidencia varía mundialmente según edad, género, etnicidad y geografía. Dicha variación podría iluminar aspectos de la etiología del cáncer<sup>(7,9)</sup>. Este tipo de cáncer se considera raro cuando se compara con el cáncer en adultos, dado que representa aproximadamente del 2,5% al 3% de todos los tipos de cáncer en América Latina y el Caribe<sup>(6,10)</sup>.

A pesar de la baja incidencia, el número de casos nuevos en este grupo de edad representa un gran impacto para la salud pública debido a que las tasas de mortalidad frecuentemente son altas, y las consecuencias severas producto del tratamiento y de las neoplasias en sí se ven agravados por el sufrimiento experimentado por la familia<sup>(11)</sup>.

En Brasil, el 32,9% de la población tiene menos de 19 años de edad<sup>(12)</sup> y aunque el cáncer en este grupo de edad es poco frecuente, se estima que hubo 11.530 casos en niños en 2012 en Brasil. Según un estudio publicado en 2009, que utilizó datos de 14 Registros de Cáncer de Base Poblacional de Brasil, la incidencia promedio era de 154,3 por millón de niños<sup>(6)</sup>.

El cáncer tiene comportamientos específicos en este grupo de edad, por lo tanto, la implementación de monitoreo es una medida que sirve tanto para la prevención como para la producción de conocimiento, lo que concede mayor visibilidad al problema.

Es sabido que en Brasil existen desigualdades en el acceso a los servicios de salud para el tratamiento del cáncer infantil. En este sentido, Brasil tiene características similares a las de otros países en desarrollo, en los que se conoce poco sobre la magnitud del cáncer. Esta situación impide la planificación de acciones de salud y la implementación de estrategias para la prevención y el cuidado en la población en su totalidad<sup>(13)</sup>.

Dadas las características especiales del cáncer infantil, los estudios epidemiológicos son de suma importancia. Analizan la distribución de casos en la comunidad y construyen indicadores y ponderaciones para generar mayor conocimiento sobre los

eventos, lo cual es esencial para conocer la población afectada y las exigencias sobre el sistema de salud<sup>(14)</sup>.

En Scott<sup>(15)</sup> se evaluó positivamente el uso de sistemas de información geográfica (SIG) en la creación de un sistema de información en salud sobre cáncer. Aunque los datos registrados en Sudáfrica estaban incompletos, la técnica mostró la potencialidad de agregar valor al sistema de información, y de aportar datos respecto de la demanda que hasta el momento no se habían tenido en cuenta.

En muchos países de bajos y medianos ingresos, aunque existan registros de cáncer de base poblacional, se desconoce la información sobre cáncer infantil dado que no se recopila información sobre la incidencia del cáncer, por lo que puede ser necesario acudir a otras fuentes de datos y someter las estadísticas resultantes a un control de calidad meticuloso. Respecto de la incidencia del cáncer infantil a nivel mundial, solo hay tres publicaciones disponibles: una de 1988, otra de 1998 y una más reciente de 2017. Las distancias entre estas fechas resaltan la complejidad que existe en los registros de cáncer infantil, dado que son más sensibles a imprecisiones o información faltante<sup>(7)</sup>.

Un mejor conocimiento de la incidencia y de los patrones espaciales del cáncer infantil en el área local puede ayudar a direccionar los servicios de salud y ofrecer claves para la planificación en el sistema de salud<sup>(7,16)</sup>. Aunque el análisis geográfico puede ser innovador con respecto a la información sobre incidencia del cáncer, se sabe que existe una laguna en la bibliografía científica respecto de este tema. Por lo tanto, este estudio analiza los patrones espaciales de la incidencia del cáncer en niños y niñas de 0-14 años y adolescentes de 15-19 años, residentes de Campinas que fueron diagnosticados en el periodo 1996-2005. El estudio forma parte de una tesis doctoral defendida en 2015 bajo el título "*Panorama do câncer em crianças e adolescentes sob a perspectiva da saúde coletiva*"<sup>(17)</sup>.

## MATERIAL Y MÉTODOS

Se realizó un estudio observacional retrospectivo sobre el cáncer en niños, niñas y adolescentes de 0 a 19 años de edad, en Campinas, San Pablo, Brasil, diagnosticados en el periodo 1996-2005.

Campinas es una ciudad industrial ubicada en el estado de San Pablo, Brasil, con aproximadamente 1,1 millones de habitantes. Alrededor del 30% de la población que vive en Campinas tiene menos de 19 años de edad. Durante el periodo de estudio hubo un incremento del 8,34% en la población menor a 19 años<sup>(12)</sup>.

En 2000, el Departamento Municipal de Salud de Campinas dividió la ciudad en 47 áreas de cobertura de las unidades de salud, las cuales conforman las unidades geográficas utilizadas en el análisis espacial. La población menor de 19 años en estas áreas fue de entre 1.099 y 7.036, con una mediana de 3.429.

La mayor atención para el cáncer infantil ocurre en la Unidad de Alta Complejidad de Oncología Pediátrica, y según un análisis del Registro de Cáncer con Base Poblacional de Campinas, la unidad tiene una cobertura del 85% de todos los casos incidentes en la ciudad para este grupo de edad<sup>(18)</sup>.

Aunque Campinas cuenta con un Registro de Cáncer con Base Poblacional, no disponía de datos para el periodo de tiempo contemplado en esta investigación. Por lo tanto, el estudio se realizó en la mencionada Unidad de Alta Complejidad de Oncología Pediátrica, utilizando todos los pasos de recolección de datos ya validados en los Registros de Cáncer con Base Poblacional y la notificación activa de casos como el principal procedimiento para la recopilación de datos.

El presente estudio se realizó de acuerdo con la Resolución 196/96 del Consejo Nacional de Salud de Brasil. La investigación mayor en la que se basa este artículo fue aprobada por el Comité de Ética en Investigación Humana del Centro Infantil Boldrini (CEP-Boldrini) (CAAE 0566.0.000.144-11) N° 06/2011, el 13 de mayo de 2011.

## Definición de caso

Se recopilaron datos de niños, niñas y adolescentes residentes en Campinas, de 0 a 19 años de edad que habían sido diagnosticados entre el 1 de enero de 1996 y el 31 de diciembre de 2005. Se obtuvieron los diagnósticos confirmados de cáncer a través de las historias clínicas, y se utilizó la fecha de diagnóstico del primer tumor primario. Para evitar la inclusión de casos no provenientes de la población en riesgo, se llevó a cabo un chequeo manual de los datos y se comparó la dirección del domicilio de los casos con el área geográfica incluida en el estudio.

Los cánceres se clasificaron según la *International Classification of Childhood Cancer*, tercera revisión (ICCC-3)<sup>(19)</sup>. Se excluyeron los tumores benignos y solo se incluyeron los cuatro grupos más comunes: Grupo I, Leucemias; Grupo II, Linfomas y neoplasias reticuloendoteliales; Grupo III, Sistema nervioso central y miscelánea de neoplasias intracraneales e intraespinales, y Grupo IX, Sarcomas de tejidos blandos y otros extraóseos.

## Incidencia de cáncer

Las persona-año del periodo incluido en el estudio se obtuvieron a través de estimaciones de población del Instituto Brasileiro de Geografía y Estadística (IBGE)<sup>(12)</sup>. Las tasas de incidencia promedio anuales brutas y estandarizadas, calculadas por 1.000.000 de habitantes, expresan el riesgo de nuevos casos. Los denominadores poblacionales utilizados para el cálculo de las tasas de incidencia se basaron en el censo demográfico de 2000 y proyecciones estimadas para los años restantes<sup>(12)</sup>. Se calcularon tasas de incidencia específicas por edad, por millón de habitantes, para niños, niñas y adolescentes residentes en la ciudad de Campinas<sup>(12)</sup>. Las tasas de incidencia estandarizadas por edad se calcularon por método directo y se utilizó la población mundial estándar<sup>(20)</sup> para controlar las diferencias que pudieran existir en la estructura de edad y sexo entre regiones y

poder comparar las tasas de incidencia entre regiones. En otras palabras, considerando que  $y_{ijk}$  representa el número de casos de cáncer (entre 1996 y 2005) en las áreas de cobertura  $i$  ( $i=1,\dots,47$ ), en el sexo  $j$  ( $j=1,2$ ) y grupo de edad  $k$  ( $k=1,\dots,4$  respectivamente para los grupos de edad 0-4, 5-9, 10-14 and 15-19 años) y  $N_{ijk}$  el número de individuos en riesgo en área  $i$ , sexo  $j$ , grupo de edad  $k$ , las tasas de incidencia estandarizadas por edad (TIEE) se estimaron mediante:

$$TIEE_i = \frac{1}{\sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^K NP_{jk}} \times e_i, \quad i = 1, \dots, I \text{ región}$$

Donde

$$e_i = \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^K (NP_{jk} \times CIR_{ijk})$$

representa el número de casos esperados para cada región  $i$ , donde  $NP_{jk}$  representa el número de individuos en la población mundial de sexo  $j$  y grupo de edad  $k$ , y  $CIR_{ijk} = y_{ijk} / N_{ijk}$  representa la tasa cruda de incidencia de región  $i$ , en sexo  $j$  y grupo de edad  $k$ . El intervalo de confianza se calculó con el método exacto con base en la distribución de Poisson (apropiada para números pequeños).

### Análisis espacial

Los mapas digitales de los límites administrativos fueron realizados por el IBGE. Utilizamos las áreas de las unidades sanitarias que corresponden al área de cobertura de los centros de salud de la ciudad y su respectiva población.

La medida convencional utilizada en el mapeo de las enfermedades es la razón de morbilidad estandarizada (RME), que refiere a la incidencia en este periodo. Para cada área  $i$ , la RME se define como la razón entre casos observados  $y_i$  y casos esperados  $e_i$ .

Los  $e_i$  fueron calculados con base en la estandarización indirecta, para controlar el efecto de sexo y edad<sup>(21,22)</sup>.

Los casos esperados se calcularon de la siguiente manera: considerando  $i$  el índice del área de cobertura de la unidad sanitaria,  $j$  el índice de sexo y  $k$  el índice del grupo de edad, entonces  $y_{ijk}$  representa el número de eventos de sexo  $j$  y grupo de edad  $k$  en el área  $i$ , y  $N_{ijk}$  el número de personas en riesgo por sexo  $j$ , grupo de edad  $k$ , en el área  $i$ .

La tasa global para la ciudad por grupo de edad y sexo se dio por la siguiente expresión:

$$r_{jk} = \frac{\sum_i y_{ijk}}{\sum_i N_{ijk}}$$

Luego la expresión:

$$e_{ijk} = r_{jk} \times N_{ijk}$$

representa el número de eventos esperados en el área  $i$ , sexo  $j$  y grupo de edad  $k$ . De esta manera el número de eventos esperados en el área  $i$ , asumiendo un riesgo constante en cada clase de edad y sexo, se expresa a través de:

$$e_i = \sum_j \sum_k e_{ijk}$$

es decir, la suma de valores esperados en el área sobre las clases de edad y sexo. La RME ajustada por grupo de edad y sexo para cada área de unidad sanitaria  $i$  ( $i=1,\dots,47$ ), asumiendo que el riesgo es constante en cada área, se expresa a través de:

$$\frac{y_i}{e_i}$$

Para controlar por la heterogeneidad de los datos y la autocorrelación espacial entre áreas, se ajustó un modelo espacial de regresión jerárquico bayesiano. Los parámetros de interés se estimaron a través del siguiente modelo:

$$y_i | (\phi_i, v_i) \sim \text{Poisson}(\mu_i) = \text{Poisson}(e_i \theta_i)$$

$$\log \mu_i = \log e_i + \log \theta_i = \log e_i + \alpha + \phi_i + v_i$$

donde

$$\phi_i \sim \text{Normal}(0, \sigma_\phi^2)$$

$$v_i \sim \text{CAR}(\sigma_v^2)$$



La inclusión de los efectos aleatorios  $\emptyset_i$  introduce un efecto latente en el modelo para capturar el impacto de factores confusores desconocidos o no observados a nivel del área. Estos efectos aleatorios no estructurados espacialmente pueden explicar la sobredispersión (presencia de mayor variabilidad en los datos) en la distribución del conteo de la incidencia de cáncer infantil  $y_i$ . Sin embargo, no permite dependencia espacial explícita entre  $y_i$ . Esta dependencia se incluyó al agregar el efecto aleatorio estructurado espacialmente  $v_i$ . Para permitir la dependencia espacial, se asume un modelo condicionalmente autoregresivo (CAR)<sup>(21,22,23)</sup> para  $v_i$ , definido por:

$$v_i | v_{j \neq i} \sim N \left( \frac{\sum_{j \neq i} w_{ij} v_j}{\sum_{j \neq i} w_{ij}}, \frac{\sigma_v^2}{\sum_{j \neq i} w_{ij}} \right)$$

donde  $w_{ij}$  son los pesos de adyacencia para las áreas. En el estudio los valores de  $w_{ij}$  se tomaron como binarios simples:  $w_{ij}=1$  si el área  $i$  tiene un límite común con el área  $j$  y  $w_{ij}=0$  de lo contrario;  $\sigma_v$  sirvió como hiperparámetro que controla la fuerza de la dependencia local espacial.

Se asumieron distribuciones *a priori* no informativas para los parámetros del modelo. Se le dio al parámetro  $\alpha$  una distribución *a priori* gaussiana con un promedio de 0 y una gran varianza (1.000), mientras para la inversa de  $\sigma_\emptyset^2$  y  $\sigma_v^2$  se asumió una distribución *a priori* Gamma (0,5; 0,0005)<sup>(24)</sup>.

Se estimaron el riesgo relativo (RR) y los intervalos de credibilidad del 95%, utilizando el promedio y los cuantiles empíricos del 2,5% y 97,5% respectivamente, de las muestras *a posteriori* de cada parámetro de interés. Estas muestras se basan en dos cadenas de Markov con método Monte Carlo [Markov chain Monte Carlo] (MCMC) con 100.000 iteraciones cada una y un periodo de calentamiento (*burn-in*) de 10.000. Todos los puntos de corte utilizados en los mapas corresponden a los cuantiles de las mediciones que presentamos.

Los análisis se realizaron con los siguientes softwares: SPSS, Geoda, Winbugs (WinBUGS14, Cambridge, UK)<sup>(25)</sup> y R versión

2.14.1 (Project for Statistical Computing)<sup>(26)</sup>, utilizando el paquete R2WinBUGS para conectar las últimas dos herramientas. WinBUGS utiliza el muestreo de Gibbs, un método específico de MCMC, para producir muestras de la posterior distribución de cada parámetro.

## RESULTADOS

Se diagnosticaron 180 casos en total, 154 niños y niñas y 26 adolescentes. La Tabla 1 representa la frecuencia de distribución absoluta de casos de tumores por grupo diagnóstico además de las tasas de incidencia por millón según edad –estratificadas en dos grupos, 0-14 y 15-19 años– y grupo diagnóstico. Las neoplasias más frecuentes fueron: leucemia linfoblástica aguda (niños y niñas: 37,7%; adolescentes: 15,4%), leucemia aguda no linfoblástica (niños y niñas: 13%; adolescentes: 23,1%), astrocitomas (niños y niñas: 11%) y linfoma de Hodgkin (adolescentes: 19,2%) (Tabla 1).

Entre niñas y niños, los tumores más frecuentes se encontraron en el Grupo I, que representó el 52% de todas las neoplasias incidentes, seguido por el Grupo III (22,7%) y Grupo II (18,1%). Entre adolescentes, el Grupo II representó el 42,2% de los diagnósticos, seguido por el Grupo I (38,5%) y el Grupo III (11,5%). Se observan diferencias pronunciadas en la razón hombre/mujer para el Grupo II.

La tasa de incidencia bruta para las edades en estudio fue de 54,2 casos por millón [IC95% (46,2-62,1)]; para niñas y niños fue del 64,2 [IC95% (54,0-74,3)] y para adolescentes 28,2 [IC95% (17,3-39,0)]. La tasa estandarizada por edad para todas estas edades fue del 56,5 [IC95% (48,1-64,9)]. Para el Grupo I, fue del 28,8 [IC95% (22,7-34,8)]; Grupo II, 11,6 [IC95% (7,85-15,2)]; Grupo III, 11,9 [IC95% (8,08-15,7)] y Grupo IX, 4,3 [IC95% (1,94- 6,74)] (Tabla 1).

Al analizar el patrón geográfico de las tasas de incidencia, se observó que las tasas brutas más altas correspondían a las áreas de cobertura al sur y al oeste de la ciudad.

Tabla 1. Frecuencia, razón hombre-mujer y tasas de incidencia (por millón) según grupo diagnóstico de cáncer y grupo de edad en niños, niñas y adolescentes de 0 a 19 años. Campinas, San Pablo, Brasil, 1996-2005.

Grupo diagnóstico	Razón hombre/mujer	Edad (en años)						Tasa de incidencia bruta			TIEE
		0 - 14		15 - 19		Total		0 - 14	15 - 19	Total	
		n	%	n	%	n	%				
I. Leucemias	1,3	80	52,0	10	38,5	90	49,9	33,3	10,8	27,1	28,8
Ia. Linfoblástica aguda	1,5	58	37,7	4	15,4	62	34,4	24,2	4,3	18,7	20,0
Ib. Aguda no linfoblástica	1,2	20	13,0	6	23,1	26	14,4	8,3	6,5	7,8	8,1
Ic,d,e. Otras leucemias especificadas y no especificadas	0,0	2	1,3	0	0,0	2	1,1	0,8	0,0	0,6	0,7
II. Linfomas y neoplasias reticuloendoteliales	2,9	28	18,1	11	42,2	39	21,7	11,7	11,9	11,7	11,6
IIa. Linfoma de Hodgkin	1,6	8	5,2	5	19,2	13	7,2	3,3	5,4	3,9	3,7
IIb. Linfoma no Hodgkin salvo linfoma de Burkitt	4,0	12	7,8	3	11,5	15	8,3	5,0	3,3	4,5	4,3
IIc. Linfoma de Burkitt	4,0	7	4,5	3	11,5	10	5,6	2,9	3,3	3,0	3,1
IId,e. Linfomas no especificadas y miscelanea de neoplasias linforeticulares	--	1	0,6	0	0,0	1	0,6	0,4	0,0	0,3	0,4
III. Sistema nervioso central y miscelánea de neoplasias intracraneales e intraespinales	0,7	35	22,7	3	11,5	38	21,1	14,6	3,3	11,4	11,9
IIIa. Ependimomas y tumores del plexo coroideo	0,1	8	5,2	0	0,0	8	4,4	3,3	0,0	2,4	2,5
IIIb. Astrocitomas	0,8	17	11,1	1	3,8	18	10,0	7,1	1,1	5,4	5,8
IIIc. Tumores embrionales intracraneales y intraespinales	2,0	7	4,5	2	7,7	9	5,0	2,9	2,2	2,7	2,6
IIId,e,f. Otras neoplasias intracraneales e intraespinales especificadas y no especificadas	0,5	3	1,9	0	0,0	3	1,7	1,3	0,0	0,9	1,0
IX. Sarcomas de tejidos blandos y otros extraóseos	2,3	11	7,1	2	7,7	13	7,2	4,6	2,2	3,9	4,3
IXa. Rabdomiosarcomas	2,7	9	5,8	2	0,7	11	6,1	3,8	2,2	3,3	3,7
IXd,e. Otros sarcomas de tejidos blandos especificados y no especificados	1,0	2	1,3	0	0,0	2	1,1	0,8	0,0	0,6	0,7
Total	1,4	154	100,0	26	100,0	180	100,0	64,2	28,2	54,2	56,5

Fuente: Elaboración propia con datos de la Unidad de Alta Complejidad de Oncología Pediátrica de Campinas y el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE). TIEE = Tasas de incidencia estandarizadas por edad.

También se calcularon las tasas de incidencia estandarizadas por edad en niñas, niños y adolescentes para el periodo, según área de cobertura de la unidad sanitaria. Se encontró un patrón geográfico acentuado, con la incidencia más baja en el norte y este de

Campinas. La Figura 1 muestra que la razón de morbilidad estandarizada más alta está concentrada en las regiones suroeste y su-reste de la municipalidad.

Según el modelo que se describe arriba, hay un patrón geográfico acentuado, con

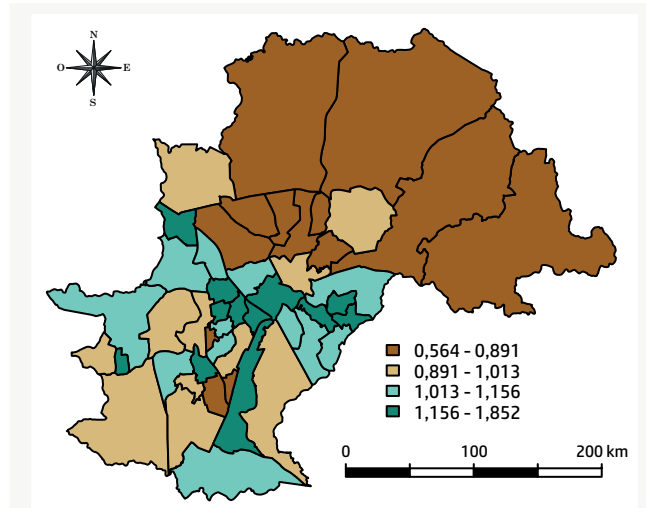


Figura 1. Razón de morbilidad estandarizada (RME) para cáncer en niñas, niños y adolescentes de 0 a 19 años de edad, según área de unidad sanitaria. Campinas, San Pablo, Brasil, 1996-2005.

Fuente: Elaboración propia con base en datos de la Unidad de Alta Complejidad de Oncología Pediátrica de Campinas.

menor distribución en el norte de la ciudad. Los riesgos relativos (RR) no fueron estadísticamente significativos entre las áreas de unidad sanitaria. Las Figuras 2 y 3 muestran los RR para cáncer infantil y los intervalos de

credibilidad del 95%. Aunque algunas de las áreas de cobertura al sur y al oeste presentaron tasas brutas de incidencia más altas, no se observaron diferencias estadísticamente significativas en los RR.

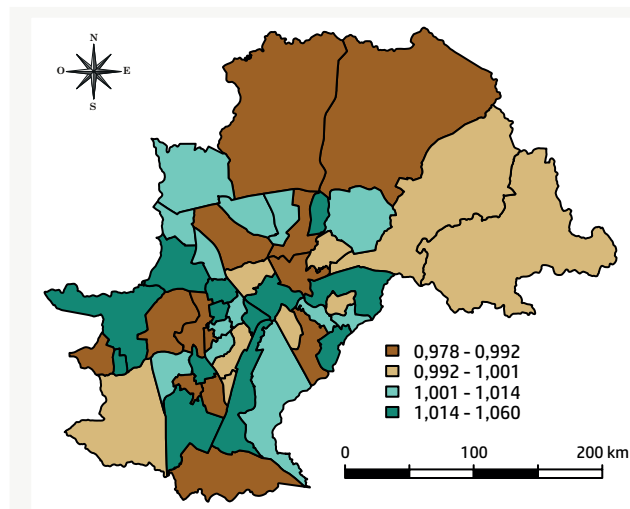


Figura 2. Riesgo relativo de cáncer estimado entre personas de 0 a 19 años según área de unidad sanitaria. Campinas, San Pablo, Brasil, 1996-2005.

Fuente: Elaboración propia con base en datos de la Unidad de Alta Complejidad de Oncología Pediátrica de Campinas.



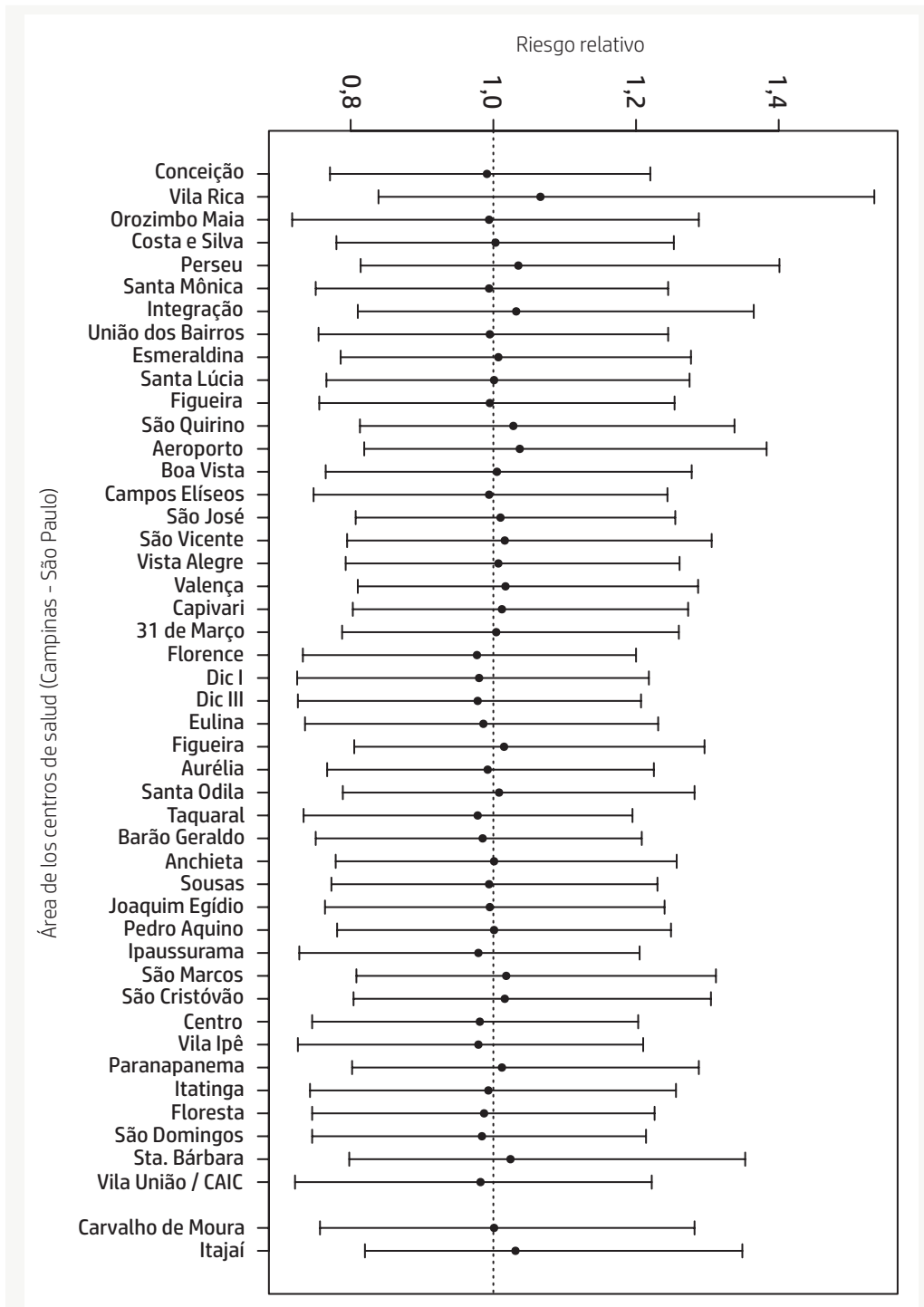


Figura 3. Riesgo relativo estimado e intervalos de credibilidad del 95% en niñas, niños y adolescentes de 0 a 19 años según área de unidad sanitaria. Campinas, San Pablo, Brasil, 1996-2005.

Fuente: Elaboración propia con base en datos de la Unidad de Alta Complejidad de Oncología Pediátrica de Campinas.

## DISCUSIÓN

Este estudio analiza el cáncer infantil en Campinas y utiliza el análisis espacial para examinar el patrón y la distribución de incidencia en la ciudad. El cáncer con mayor frecuencia ajustada por edad fue el Grupo I (Leucemia, 28,8 por millón), seguido por el Grupo III (Sistema nervioso central y miscelánea de neoplasias intracraneales e intraespinales, 11,9 por millón).

Dado que las características, la frecuencia y la distribución del tipo de cáncer en niñas, niños y adolescentes son diferentes a las observadas en cualquier otro grupo de edad, se ha recomendado que los estudios epidemiológicos de cáncer infantil se realizan de forma separada a los otros grupos de edad<sup>(8,27)</sup>.

En Campinas –de modo similar a los resultados de informes previos que utilizaron registros europeos– el cáncer infantil más frecuente es el del Grupo I, que presentó tasas de incidencia más bajas que las observadas en la mayoría de los países europeos pero similares a las de Portugal (28 por millón), Polonia (29,9 por millón) y Rumanía (28,3 por millón)<sup>(28)</sup>. Se ha sugerido que las tasas de cáncer infantil pueden reflejar el nivel de desarrollo socioeconómico de la sociedad, con tasas más altas en las sociedades más pudientes<sup>(29)</sup>.

Sin embargo, encontramos que, en Campinas, los valores más altos de RME se concentran en las regiones del suroeste y sureste, las cuales corresponden a áreas de mayor desigualdad social en la ciudad. Este hallazgo puede estar relacionado con variables no observadas y merece mayor investigación. El tema del cáncer infantil no se puede evaluar de manera independiente al nivel de desarrollo y las condiciones de salud en cada región. El crecimiento poblacional, la pobreza, la falta de higiene, la falta de educación y una multitud de problemas de salud impiden el desarrollo de la oncología pediátrica y el éxito del manejo de cáncer infantil en los países en desarrollo<sup>(29)</sup>.

Además, la distribución de los casos por sexo, edad y los cuatro grupos diagnósticos más frecuentes es similar a las encontradas

en otros estudios brasileños basados en 14 registros de cáncer con base poblacional<sup>(6)</sup>. Al contrastar nuestro análisis con publicaciones brasileñas previas sobre cáncer infantil, vemos que los cánceres del sistema nervioso central también fueron el segundo tumor infantil más frecuente observado<sup>(6)</sup>.

Las leucemias son el cáncer más frecuente en niños y niñas a nivel mundial y tienen el impacto más grande en la incidencia global de cáncer. Comparativamente, la incidencia más parecida a la encontrada en nuestro estudio fue el de África del Norte (28,2 por millón)<sup>(7)</sup>. Los diagnósticos más frecuentes en Campinas fueron las leucemias linfoblásticas agudas, las leucemias agudas no linfoblásticas, los astrocitomas y los linfomas de Hodgkin, tanto en niños y niñas como en adolescentes, hechos ya informados en la bibliografía<sup>(7,30)</sup>.

Según los registros encontrados para Sudamérica, solo la incidencia para el Grupo II fue similar a los hallazgos del presente estudio (11,6 por millón); para los otros tres grupos estudiados, la incidencia fue más alta en otros países de la región<sup>(7)</sup>.

En comparación con los países europeos, las diferencias más grandes en la incidencia se observaron para el Grupo III y el Grupo IX. En países europeos, las tasas de incidencia estandarizadas para el Grupo III (29,5 por millón) y el Grupo IX (9,4 por millón) son casi el doble de lo encontrado en Campinas (incidencia del Grupo II, 11,9 por millón y del Grupo IX, 4,3 por millón). Sin embargo, con relación al Grupo IX, la incidencia es semejante a la incidencia encontrada en Sudáfrica y en personas pertenecientes a los pueblos originarios en EE.UU.<sup>(7,28,31)</sup>.

En nuestro estudio, estas diferencias se pueden explicar por el tipo de tumor (mucoso) que afecta mayormente a adolescentes, quienes podrían haber recibido tratamiento en otra institución o haber sido considerados como adultos jóvenes y por ende no derivados a la Unidad de Alta Complejidad en Oncología Pediátrica.

Aunque las tasas de incidencia en los cuatro grupos diagnósticos difieren de las incidencias observadas a partir de los registros de cáncer con base poblacional de los países

desarrollados, se asemejan a las encontradas en la bibliografía para los países en desarrollo, incluso Brasil<sup>(7,32,33)</sup>.

Una limitación de este estudio resulta de la fuente de datos, ya que los registros se obtuvieron de solo un servicio de oncología infantil. Aunque el Registro de Cáncer con Base Poblacional afirma que hay una cobertura del 85% en el caso de residentes de la ciudad, es posible que el perfil de pacientes no incluidos en el análisis difiera de lo observado en nuestros resultados.

Es necesario crear sistemas de monitoreo eficientes para cáncer, en particular, para los pocos casos de cáncer infantil. Su creación potenciaría el valor del análisis espacial al permitir resultados más precisos. A futuro se debería investigar la relación entre geografía

y las tasas de incidencia por cáncer infantil para un espectro más amplio de medidas y resultados en salud<sup>(16)</sup>.

Para concluir, nuestros resultados se conciben con informes previos de otros registros de cáncer. Esta aplicación de la incidencia de cáncer en una región de Brasil produjo evidencias de una distribución similar de cáncer entre niñas, niños y adolescentes. Este estudio de las tasas de incidencia de cáncer y el análisis de los patrones espaciales de las RME pueden ser centrales para definir programas de intervención en la región. Por lo tanto, puede aportar al desarrollo de programas de salud para la reducción de la morbilidad y la mortalidad en cáncer infantil y, de manera concomitante, a la planificación de intervenciones y la estructuración de la red sanitaria.

## AGRADECIMIENTOS

A la Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nivel Superior de Brasil por el apoyo económico otorgado a la investigación (N° 99999.007495/2014-05), además de la importante contribución de investigadores de la Universidade do Porto y al Registro de Cáncer con Base Poblacional de Campinas.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. Brasil. Lei 8080, de 19 de setembro de 1990. Dispõe sobre as condições para a promoção, proteção e recuperação da saúde, a organização e o funcionamento dos serviços correspondentes e dá outras providências [Internet]. Brasília: Diário Oficial da República Federativa do Brasil; 1990 [citado 2 May 2017]. Disponible en: <https://tinyurl.com/d73vyv>.
2. Nunes ED. Collective health paradigms: a brief reflection. *Salud Colectiva*. 2014;10(1):57-65.
3. Breilh J. *Epidemiologia: economia, política e saúde*. São Paulo: Unesp-Hucitec; 1991.
4. Guimarães RB. Geografia e saúde coletiva no Brasil. *Saúde e Sociedade*. 2016;25(4):869-879.
5. Barcellos C. *A Geografia e o Contexto dos Problemas de Saúde*. Rio de Janeiro: Abrasco; 2008.

6. De Camargo B, De Oliveira Santos M, Rebelo MS, De Souza Reis R, Ferman S, Noronha CP, Pombo-de-Oliveira MS. Cancer incidence among children and adolescents in Brazil: first report of 14 population-based cancer registries. *International Journal of Cancer*. 2010;126(3):715-720.
7. Steliarova-Foucher E, Colombet M, Ries LAG, Moreno F, Dolya A, Bray F, Hesseling P, Shin HY, Stiller CA, IICC-3 contributors. International incidence of childhood cancer, 2001-10: a population-based registry study. *The Lancet Oncology*. 2017;18(6):719-731.
8. Magrath I, Steliarova-Foucher E, Epelman S, Ribeiro RC, Harif M, Li CK, Kebudi R, Macfarlane SD, Howard SC. Paediatric cancer in low-income and middle-income countries. *The Lancet Oncology*. 2013;14(3):e104-e116.
9. Forman D, Bray F, Brewster DH, Gombe Mbalawa C, Kohler B, Piñeros M, Steliarova-Foucher E, Swaminathan R, Ferlay J, editors. *Cancer incidence in five continents Vol-X* [Internet]. Lyon: International Agency for Research on Cancer; 2014 [citado 12 oct 2016]. Disponible en: <https://tinyurl.com/y8z9w5rk>.
10. Parkin DM, Kramárová E, Draper GJ, Masuyer E, editors. *International Incidence of Childhood Cancer*. No.114. Lyon: IARC Scientific Publication; 1998.
11. Teixeira RP, Ramalho WS, Fernandes ICF, Salge AKM, Barbosa MA, Siqueira KM. A Família da criança com câncer: percepções de profissionais de enfermagem atuantes em oncologia pediátrica. *Ciência, Cuidado e Saúde*. 2012;11(4):784-791.
12. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Infográficos* [Internet]. Brasil: IBGE; 2010 [citado 02 May 2017]. Disponible en: <https://tinyurl.com/ybqtotu2>.
13. Grabois MF, Oliveira EXG, Carvalho MS. Childhood cancer and pediatric oncologic care in Brazil: access and equity. *Cadernos de Saúde Pública*. 2011;27:1711-1720.
14. Mutti CF, Paula CC, Souto MD. Assistência à Saúde da Criança com Câncer na Produção Científica Brasileira. *Revista Brasileira de Cancerologia*. 2010;1(56):71-83.
15. Scott D, Curtis B, Twumasi FO. Towards the creation of a health information system for cancer in KwaZulu-Natal, South Africa. *Health & Place*. 2002;8(4):237-249.
16. Bailony MR, Hararah MK, Salhab AR, Ghannam I, Abdeen Z, Ghannam J. Cancer registration and healthcare access in West Bank, Palestine: a GIS analysis of childhood cancer, 1998-2007. *International Journal of Cancer*. 2011;129(5):1180-1189.
17. Friestino JKO. *Panorama do câncer em crianças e adolescentes sob a perspectiva da saúde coletiva*. [Teses de Doutorado]. Campinas: Universidade Estadual de Campinas; 2015.
18. Oliveira-Friestino JK, Francisco PMB, Moreira Filho DC. Incidence profile of leukemias, lymphomas, central nervous system tumors and soft-tissue sarcomas in children and adolescents in a Brazilian city. *International Archives of Medicine*. 2016;9(152):1-8.
19. Steliarova-Foucher E, Stiller C, Lacour B, Katsch P. *International Classification of Childhood Cancer, Third Edition*. *Cancer*. 2005;103(7):1457-1467.
20. Doll R, Payne P, Waterhouse JAH, editors. *Cancer incidence in five continents*. Geneva: Union Internationale Contre le Cancer; 1966.
21. Clayton D, Kaldor J. Empirical Bayes estimates of age-standardized relative risks for use in disease mapping. *Biometrics*. 1987;43(3):671-681.
22. Bailey TC. *Spatial statistical methods in health*. *Cadernos de Saúde Pública*. 2001;17:1083-1098.
23. Gelfand AE, Vounatsou P. Proper multivariate conditional autoregressive models for spatial data analysis. *Biostatistics*. 2003;4(1):11-25.
24. Oliveira CM, Economou T, Bailey T, Mendonca D, Pina MF. The interactions between municipal socioeconomic status and age on hip fracture risk. *Osteoporosis International*. 2015;26(2):489-498.
25. Lunn DJ, Thomas A, Best N, Spiegelhalter D. WinBUGS-a Bayesian modelling framework: concepts, structure, and extensibility. *Statistics and Computing*. 2000;10(4):325-337.
26. RC Team. *R: a language and environment for statistical computing* [Internet]. Austria: R Foundation for Statistical Computing; 2012 [citado 16 oct 2016]. Disponible en: <https://www.r-project.org/>.
27. Carreira H, Antunes L, Castro C, Lunet N, Bento MJ. Cancer incidence and survival (1997-2006) among adolescents and young adults in the north of Portugal. *Pediatric Hematology and Oncology*. 2012;29(7):663-676.
28. International Agency for Research on Cancer. *World Cancer Report 2014*. Lyon: WHO; 2014.

29. Yaris N, Mandiracioglu A, Büyükpamukcu M. Childhood cancer in developing countries. *Pediatric Hematology and Oncology*. 2004;21(3):237-253.
30. Steliarova-Foucher E, Stiller C, Kaatsch P, Berrino F, Coebergh JW, Lacour B, Parkin M. Geographical patterns and time trends of cancer incidence and survival among children and adolescents in Europe since the 1970s (the ACCIS project): an epidemiological study. *Lancet*. 2004;364(9451):2097-2105.
31. Stiller CA, Desandes E, Danon SE, Izarzugaza I, Ratiu A, Vassileva-Valerianova Z, Steliarova-Foucher E. Cancer incidence and survival in European adolescents (1978-1997). *European Journal of Cancer*. 2006;42(13):2006-2018.
32. Braga PE, Latorre MRDO, Curado MP. Childhood cancer: a comparative analysis of incidence, mortality, and survival in Goiania (Brazil) and other countries. *Cadernos de Saúde Pública*. 2002;18(1):33-44.
33. Balmant NV, Reis RDS, Oliveira JFP, Ferman S, Santos MDO, Camargo BD. Cancer incidence among adolescents and young adults (15 to 29 years) in Brazil. *Pediatric Hematology and Oncology*. 2016;8(3):e88-96.

#### FORMA DE CITAR

Oliveira-Friestino JK, Mendonça D, Oliveira P, Oliveira CM, Moreira Filho DC. Cáncer infantil: incidencia y patrones espaciales en la ciudad de Campinas, Brasil, 1996-2005. *Salud Colectiva*. 2018;14(1):51-63. doi: 10.18294/sc.2018.1200

Recibido: 31 de octubre de 2016 | Versión final: 26 de mayo de 2017 | Aprobado: 28 de agosto de 2017



Este obra está bajo una licencia de Creative Commons Reconocimiento-NoComercial 4.0 Internacional. Reconocimiento — Permite copiar, distribuir y comunicar públicamente la obra. A cambio, se debe reconocer y citar al autor original. No Comercial — Esta obra no puede ser utilizada con finalidades comerciales, a menos que se obtenga el permiso.

<http://dx.doi.org/10.18294/sc.2018.1200>