

Análisis espacial de la mortalidad cardiovascular en Cali durante el período 2010-2017

Carolina Ramírez Cobo
Luisa María Murillo Cortés

Universidad del Valle
Facultad de Ingeniería, Escuela de Estadística
Santiago de Cali, Colombia
2020

Análisis espacial de la mortalidad cardiovascular en Cali durante el período 2010-2017

Carolina Ramírez Cobo
Luisa María Murillo Cortés

Trabajo de grado presentado como requisito parcial para optar al título de:
Estadístico(a)

Director(a):
PhD Mercedes Andrade Bejarano
Codirector(a):
PhD Lena Isabel Barrera Vergara

Universidad del Valle
Facultad de Ingeniería, Escuela de Estadística
Santiago de Cali, Colombia
2020

Contenido

Resumen 2

1. Introducción **4**
1.1. Planteamiento del problema 4
1.1.1. A nivel de salud pública 4
1.1.2. A nivel estadístico 6
1.2. Justificación 7
1.3. Objetivos 8

2. Antecedentes **9**
2.1. Análisis espacial de enfermedades cardiovasculares 9

3. Marco Teórico **13**
3.1. Marco conceptual 13
3.2. Marco teórico Estadístico 13
3.2.1. Estadística en Epidemiología 14
3.2.2. Estadística Espacial 18

4. Metodología **42**
4.1. Tipo de estudio 42
4.2. Población de estudio 42
4.3. Base de datos 43
4.3.1. Fuentes de información 43
4.3.2. Variables de estudio 43
4.3.3. Preparación de la base de datos 44
4.4. Análisis Estadístico 46
4.4.1. Análisis exploratorio 46
4.4.2. Análisis epidemiológico 46
4.4.3. Análisis espacial 49

5. Resultados **60**
5.1. Análisis exploratorio 60
5.2. Análisis epidemiológico 70

5.3. Análisis espacial 76
5.3.1. Pruebas de autocorrelación espacial 81

6. Conclusiones y recomendaciones **94**
6.1. Conclusiones 94
6.2. Limitaciones del estudio 96
6.3. Recomendaciones 96

Bibliografía **98**

A. Anexo: Análisis epidemiológico **104**

B. Anexo: Análisis espacial **107**

C. Anexo: Barrios y comunas de Cali **110**

Lista de Figuras

4-1. Zona de estudio: Santiago de Cali. Fuente: Alcaldía de Santiago de Cali . . . 42
4-2. Flujograma de depuración de la base de datos 45
4-3. Vecindario por comuna 50
4-4. Razón estandarizada de mortalidad suavizada y Razón estandarizada de mortalidad cardiovascular en Cali en el año 2017 52
4-5. Función de semivariograma en Cali para el año 2017 59

5-1. Pirámide poblacional del censo poblacional 2018 y proyeciones poblacionales de Cali en los años 2010 y 2017 61
5-2. Causas de muerte en Cali, año 2010 62
5-3. Causas de muerte en Cali, año 2017 63
5-4. Distribución de la variable edad de los casos de mortalidad cardiovascular en Cali, período 2010-2017. 65
5-5. Distribución de la variable edad de los casos de mortalidad cardiovascular en Cali según el sexo, período 2010-2017. 66
5-6. Casos de mortalidad cardiovascular por enfermedad especifica en Cali, período 2010-2017. 69
5-7. Casos de mortalidad cardiovascular en Cali, por comuna, período 2010-2017. 70
5-8. Tasas estandarizadas de la mortalidad cardiovascular en Cali durante el período 2010-2017. 71
5-9. Tasas estandarizadas de la mortalidad cardiovascular en las comunas de la ciudad de Cali, durante el período 2010-2017 72
5-10.Porcentaje de la mortalidad cardiovascular por comuna de la ciudad de Cali, durante el período 2010-2017 73
5-11.Tasas estandarizadas de la mortalidad por causa especifica cardiovascular en Cali, según el CIE-10, durante el período 2010-2017. 74
5-12.Tasas estandarizadas de la mortalidad por causa especifica cardiovascular por género, en Cali, período 2010-2017. 75
5-13.Razones estandarizadas de mortalidad cardiovascular en Cali, período 2010-2017. 80
5-14.Razones suavizadas estandarizadas de mortalidad cardiovascular en Cali, período 2010-2017. 81

5-16. Mapa de significancia del índice de Moran local de las REM cardiovasculares en Cali, durante el período 2010-2017. 84
5-17. Mapa de significancia del índice de Geary local de las REM cardiovasculares en Cali, durante el período 2010-2017. 85
5-18. Descriptivas de las comunas con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativas en Cali, año 2010. 86
5-19. Descriptivas de las comunas con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativas en Cali, año 2011. 87
5-20. Estadísticas descriptivas de las comunas con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos en Cali, año 2012. 88
5-21. Estadísticas descriptivas de las comunas con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos en Cali, año 2013. 89
5-22. Estadísticas descriptivas de las comunas con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos en Cali, año 2014. 90
5-23. Estadísticas descriptivas de las comunas con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos en Cali, año 2015. 91
5-24. Estadísticas descriptivas de las comunas con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos en Cali, año 2016. 92
5-25. Estadísticas descriptivas de las comunas con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos en Cali, año 2017. 93

Lista de Tablas

4-1. Clasificación de enfermedades cardiovasculares (CIE-10) 44
4-2. Tasa de mortalidad cardiovascular en Cali en el año 2017 47
4-3. Tasa de mortalidad cardiovascular estandarizada por comunas de Cali en el año 2017 48
4-4. Razón estandarizada de mortalidad cardiovascular de la comuna 1 en Cali para el año 2017 49
4-5. Vecinos de cada comuna 50
4-6. Estimaciones por el método de los momentos, para la suavización empírico bayesiana de la razón estandarizada de mortalidad cardiovascular en Cali, en el año 2017. 52

5-1. Mortalidad cardiovascular en Cali, por año 64
5-2. Estadísticas descriptivas de la variable edad de los casos de mortalidad cardiovascular en Cali, período 2010-2017. 65
5-3. Estadísticas descriptivas de la variable edad según sexo, de los casos de mortalidad cardiovascular en Cali, período 2010-2017. 66
5-4. Estado civil de los casos de mortalidad cardiovascular en Cali, período 2010-2017. 67
5-5. Nivel educativo de los casos de mortalidad cardiovascular en Cali, período 2010-2017. 67
5-6. Seguridad social de los casos de mortalidad cardiovascular en Cali, período 2010-2017. 68
5-7. Sitio de defunción de los casos de mortalidad cardiovascular en Cali, período 2010-2017. 68
5-8. Pruebas de autocorrelación espacial global de las REM en Cali, durante el período 2010-2017. 82

A-1. Tasas estandarizadas de mortalidad cardiovascular en Cali con sus intervalos de confianza 95 %, período 2010-2017. Población de referencia censo de Cali 2018. 104
A-2. Tasas estandarizadas de mortalidad cardiovascular por comunaen Cali con sus intervalos de confianza 95 %, período 2010-2017. Población de referencia censo de Cali 2018. 105

A-3. Tasas estandarizadas de mortalidad cardiovascular por enfermedad específica en Cali con sus intervalos de confianza 95 %, período 2010-2017. Población de referencia censo de Cali 2018. 105
A-4. Tasas estandarizadas de mortalidad cardiovascular por enfermedad específica en hombres en Cali con sus intervalos de confianza 95 %, período 2010-2017. Población de referencia censo de Cali 2018. 106
A-5. Tasas estandarizadas de mortalidad cardiovascular por enfermedad específica en mujeres en Cali con sus intervalos de confianza 95 %, período 2010-2017. Población de referencia censo de Cali 2018. 106

Resumen

Las enfermedades cardiovasculares (ECV) son unas de las principales causantes de muertes en el mundo y en Colombia. El objetivo de este estudio es determinar la distribución espacial de la mortalidad por enfermedades cardiovasculares en la ciudad de Cali, para el período 2010-2017. Los métodos estadísticos utilizados corresponden a la suavización de las razones estandarizadas de mortalidad (REM) por el método empírico bayesiano, con el fin de reducir el efecto de la variación en el tamaño de la población en las REM y analizar el verdadero comportamiento de los riesgos poblacionales. Así mismo, se realizó el análisis espacial de estos riesgos, utilizando datos de área (lattices), a través de las pruebas globales de autocorrelación espacial: I de Moran, C de Geary, índice empírico bayesiano IEB y la función de semivariograma; se calcularon también los indicadores de asociación espacial (LISA): I de Moran local y C de Geary local. En conclusión, las comunas con altos riesgos de mortalidad por enfermedades cardiovasculares fueron las comunas 7, 13, 14, 15, 16 y 21, pertenecientes al oriente de Cali y la comuna 22 ubicada en el sur de la ciudad; los riesgos más bajos se observaron en las comunas 1, 2, y 19 de la zona noroeste de Cali. Se presentó autocorrelación espacial en todos los años, finalmente, durante el período de estudio, se determinaron las comunas 1 y 21 como las más significativas respecto a los riesgos poblacionales de mortalidad por enfermedades cardiovasculares.

Palabras claves: mortalidad por enfermedades cardiovasculares, suavización, método empírico bayesiano, datos de área, análisis espacial.

Abstract

Cardiovascular diseases (CVDs) are one of the main causes of death in the world also in Colombia. The objective of this study is to determine the spatial distribution of mortality from cardiovascular diseases in the city of Cali, for the period 2010-2017. The statistical methods used correspond to the smoothing of the standardized mortality ratios (SMRs) by the empirical Bayesian method, in order to reduce the effect of the variation in size of population in the SMRs and to analyze the true behavior of population risks. Likewise, the spatial analysis of these risks was performed, using area data (lattices), through the global tests of spatial autocorrelation: Moran's I, Geary's C, Bayesian empirical index IEB and the semivariogram function; the Local Indicators of Spatial Association (LISA) were also calculated: local Moran's I and local Geary's C. In conclusion, the communes with higher risks of mortality from cardiovascular diseases were communes 7, 13, 14, 15, 16 and 21, belonging to east of the city Cali; and commune 22 located in the south of the city; the lowest risks were observed in communes 1, 2, and 19 in the northwest zone of Cali Spatial autocorrelation was presented in all year years, finally, during the study period, communes 1 and 21 were determined as the most significant with regard to the population's risks of mortality from cardiovascular diseases.

Key Words: cardiovascular disease mortality, smoothing, Bayesian empirical method, area data, spatial analysis.

1. Introducción

Las enfermedades cardiovasculares (ECV) son un grupo de desórdenes del corazón y de los vasos sanguíneos (OMS 2017). Cerca del 43,7 % (17,9 millones) del total de muertes anuales por enfermedades no transmisibles y aproximadamente el 31 % de todos los fallecimientos reportados en el mundo se deben a enfermedades cardiovasculares, considerándose así, la mayor causa de defunciones a nivel mundial (OMS 2018), y en consecuencia generador de un costo económico elevado para los países de ingresos bajos y medios; por tanto, se convierten para la Organización Mundial de la Salud (OMS) y la Organización Panamericana de la Salud (OPS) en una de las principales enfermedades para prevenir y controlar, lo cual se manifiesta en el informe del "Plan de acción mundial para la prevención y el control de las enfermedades no transmisibles 2013-2020" (OMS 2013), donde se propone reducir al mínimo la exposición a los factores de riesgo de ésta patología que son el consumo de tabaco, las dietas no saludables, la obesidad, la inactividad física y el consumo nocivo de alcohol (OMS 2018).

De acuerdo a la información del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) (2017*b*), el 31,3 % (4.325) de las defunciones registradas en Cali en el año 2017, fueron a causa de enfermedades cardiovasculares, siendo así, la principal causa de mortalidad en la ciudad. Sin embargo, a pesar de la relevancia de esta patología, no hay estudios de mortalidad cardiovascular en Cali que utilicen métodos estadísticos espaciales, por lo cual, es importante realizar un análisis espacial que permita conocer la distribución geográfica de la mortalidad cardiovascular con el fin de detectar las zonas de la ciudad con mayores riesgos de ésta, para posteriormente describir dicha población vulnerable, y suministrar dicha información a las entidades de salud correspondientes como apoyo en la definición de estrategias de salud pública, y de esta manera contribuir a la reducción de la mortalidad cardiovascular en Cali en los próximos años.

1.1. Planteamiento del problema

1.1.1. A nivel de salud pública

Las causas de mortalidad se clasifican en: enfermedades transmisibles (ET), maternas, neonatales y nutricionales, enfermedades no transmisibles (ENT) y en lesiones (Murray et al. 2001), de las cuales las ENT son consideradas como las principales causantes de

defunciones en el mundo (OMS 2018). De las 56 millones de muertes registradas a nivel mundial en el año 2012, el 68 % (38 millones) de estas corresponden a las ENT (OMS 2014*a*). Dentro de estas, se encuentran principalmente las enfermedades cardiovasculares (ECV), el cáncer, las enfermedades respiratorias crónicas y la diabetes (OMS 2017). De las ENT, el 46 % (17,5 millones) de los fallecimientos son generados por las ECV, las cuales son un conjunto de irregularidades del corazón y de los vasos sanguíneos, consideradas como una de los principales causantes de discapacidades y defunciones prematuras en el mundo, ocasionadas por el consumo de tabaco, la inactividad física y una alimentación poco saludable, entre otros factores de riesgo (OMS 2014*a*).

De acuerdo al informe de perfiles de países publicado por la OMS (OMS 2014*b*), en Colombia, en el año 2012, el 71 % de las muertes totales fueron ocasionadas por las ENT, dentro de las cuales el 28 % de éstas corresponden a las enfermedades cardiovasculares (OMS 2014*b*). A partir de los datos del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) (2012), obtenidos del Sistema de Consulta Estadísticas Vitales, se determinó que en dicho año, de los fallecimientos ocasionados por las ECV, el 51,33 % corresponden a las enfermedades isquémicas cardiacas, el 22,30 % a accidentes cerebrovasculares y el 11,46 % a las enfermedades hipertensivas. A nivel local, el Valle del Cauca, en el año 2011, presentó una de las tasas ajustadas (102,3) más altas de mortalidad por ECV en Colombia (INS 2013). En dicho año según el informe de Salud en cifras publicado por la Secretaría de Salud Pública Municipal de Cali, se encontró que de las defunciones ocurridas y registradas en el año 2011, el 26 % (3.273) de las causas de muerte fueron ocasionadas por las enfermedades cardiovasculares (Secretaría de Salud Pública Municipal de Cali 2011).

La reducción de la mortalidad y morbilidad de las enfermedades cardiovasculares sigue siendo un reto debido a factores asociados con la equidad de la distribución de la riqueza entre los grupos sociales, con el acceso a alimentos saludables, con la seguridad alimentaria, con las diferencias culturales y con el acceso a servicios de salud de buena calidad (Gómez 2011). Por lo tanto, la OMS y la Organización Panamericana de la Salud (OPS) establecen como estrategia principal que los sistemas de salud puedan concentrarse en prevenir y mejorar la asistencia sanitaria de la población para la recuperación de su salud cardiovascular (Gómez 2011). Esto se evidencia en Cali, donde la Secretaría de Salud Pública Municipal ha realizado intervenciones como el fomento de una nutrición saludable y el control de tabaquismo mediante la promoción de espacios libres de humo. Para alcanzar la estrategia planteada por la OMS y la OPS es necesario determinar cuales son las comunas de Cali donde se presenta el mayor riesgo de mortalidad por ECV para que las entidades de salud pública realicen las respectivas acciones de prevención. Dado lo anterior, es de interés dar respuestas a las siguientes preguntas de investigación: ¿Cuál es la distribución espacial de los riesgos de mortalidad por enfermedad cardiovascular en Cali, para el período 2010-2017?, ¿Qué comunas de Cali, de acuerdo a la distribución espacial, presentan el mayor riesgo de

mortalidad por ECV?.

1.1.2. A nivel estadístico

La tasa de mortalidad cardiovascular puede estar influenciada por el rango de edad de la población, convirtiéndose en un factor de confusión al momento de realizar conclusiones. Por tanto, se utilizarán las tasas estandarizadas usadas en epidemiología como un método para determinar las comunas en riesgo, en las cuales se controla el efecto de la variable edad sobre la mortalidad cardiovascular (OPS 2002), sin embargo, a pesar de que las tasas están estandarizadas, éstas pueden ser imprecisas debido a poblaciones pequeñas, ya que su estimación depende del tamaño de las poblaciones, por ejemplo, en el caso de tener el mismo número de ocurrencias en dos zonas diferentes, donde la población en ambas varía, la tasa va a ser mayor en la zona con menor población que en la zona con mayor población. Una alternativa muy usada para solucionar este problema es el método bayesiano, el cual estabiliza y mejora la precisión de estas tasas con el fin de corregir estas variaciones geográficas y ser representadas espacialmente a través de mapas de enfermedades que nos permitan identificar patrones que pasan inadvertidos en las tabulaciones (Barceló et al. 2008). Cabe resaltar que hay dos tipos de métodos empíricos bayesianos: el global, que calcula las tasas suavizadas teniendo en cuenta la información de toda la región de estudio, sin embargo, las tasas en las comunas se pueden ver afectadas por la información de las zonas cercanas, por tanto se suavizan las tasas mediante el método local que tiene en cuenta la información de los vecinos más cercanos en cada comuna (Waller & Gotway 2004).

A través de la estadística espacial, se realizan los mapas de las tasas suavizadas de mortalidad cardiovascular, haciendo uso de la técnica lattices o datos de área que representan las tasas mediante mapas coropléticos sombreando las zonas de acuerdo al valor del evento de interés (Giraldo Henao 2011). En este método de estadística espacial se deben identificar patrones en el comportamiento de las tasas mediante pruebas de autocorrelación espacial, las cuales se basan en la información de los vecinos más cercanos; estos vecinos son establecidos por una matriz de proximidad que determina la fuerza de asociación entre las comunas de Cali, es importante que el investigador defina adecuadamente esta matriz debido a que puede influir en los resultados de las pruebas (Zuur et al. 2007). Mediante estas pruebas, se define si hay comunas o grupos de comunas significativas en Cali, donde se presenten los mayores o menores riesgos de mortalidad cardiovascular. Posteriormente, en estas áreas significativas se realizará un análisis descriptivo de las variables sociodemográficas. Con lo anterior, las entidades de salud pertinentes, a través de su experiencia podrán identificar las características sociodemográficas de las comunas con alto (o bajo) riesgo de mortalidad cardiovascular y adicional a esto, basados en análisis geográficos podrán determinar cuales son los factores sociales más relevantes, cambios ambientales y estructurales que influyen en este fenómeno.

1.2. Justificación

El Ministerio de Salud y Protección Social de Colombia (Minsalud) tiene como misión institucional dirigir el sistema de salud y protección social en salud, mediante políticas de promoción abordando las desigualdades geográficas y sociales (Minsalud 2019), para ello, es importante apoyarse en información poblacional a nivel espacial que permita identificar si existe geográficamente equidad en la prestación de servicios de salud (OPS 2008), esto se realiza, por medio de los Sistemas de Información Geográfica (SIG) que son un conjunto de funciones que constituyen el principal aporte al análisis espacial, las cuales se clasifican en cuatro grandes grupos: recolección de información, almacenamiento y recuperación de la información, manipulación y análisis, y representación de datos (Soto & López 2005). El tercer grupo (manipulación y análisis) se realiza por medio de un conjunto de técnicas de análisis espacial, entre los cuales se encuentra la estadística espacial (Soto & López 2005). Desde la perspectiva de la salud de la comunidad, los SIG podrán actuar como herramientas potenciales de práctica basadas en la evidencia para análisis de patrones y, la detección y solución temprana de problemas epidemiológicos (Boulos 2004). Autores como Thompson et al. (2009), han sugerido que algunas de las tareas de gestión de los recursos de salud demandan información geoespacial para el análisis y así mejorar los procesos de toma de decisiones.

En el tratamiento de los datos espaciales se hace uso de la Estadística Espacial que es la interacción de un conjunto de metodologías adecuadas para el análisis de datos, que corresponden a la medición de variables aleatorias en diversos sitios de una región (Giraldo Henao 2011). En el análisis estadístico espacial se incluyen diferentes procedimientos, entre los cuales se encuentra el análisis de datos de área (lattices), donde se visualizan agregaciones espaciales a través de mapas coropléticos o temáticos que permiten analizar la estructura de autocorrelación espacial mediante el índice I de Moran, C de Geary y la función de semiovariograma, aportando información importante sobre la interacción entre los individuos con el entorno en el que se encuentran (Giraldo Henao 2011).

Las enfermedades cardiovasculares (ECV) actualmente son consideradas como un problema de salud pública importante, para el cual se plantea la necesidad de implementar acciones que contribuyan a la detección oportuna de factores de riesgo que puedan ocasionar éstas enfermedades y complicaciones asociadas a esta patología, con el objetivo de reducir las muertes por enfermedades cardiovasculares y mejorar la calidad de vida de la población.

Gran parte de las investigaciones se han enfocado en estudiar y prevenir los factores de riesgo de las ECV a nivel individual, sin embargo, se ha establecido que los factores sociales reflejan un impacto en la salud de las personas que comparten una comunidad en particular (Kreatsoulas & Anand 2010), por tanto, es importante analizar las variables

sociodemográficas de las poblaciones con altos o bajos riesgos de mortalidad cardiovascular, y aportar información más específica a las entidades de salud pública para que puedan controlar y prevenir estas enfermedades en ciertas poblaciones con características sociales similares.

En conclusión, es pertinente identificar la distribución espacial de la mortalidad cardiovascular en Cali, y de esta manera tener una representación de las poblaciones con mayor riesgo según las características de las zonas críticas, la cual brindará información de apoyo a la Secretaría de Salud Pública de Cali para la formulación de planes de prevención, con el fin de actuar específicamente en la población diagnosticada y reducir la incidencia de esta patología. Por tanto, combinar información geográfica y procedimientos estadísticos como la estadística espacial, permitirá la visualización de los patrones de los riesgos de mortalidad cardiovascular en las diferentes comunas de la ciudad de Cali y describir dicha distribución espacial, a partir de las variables sociodemográficas de la población de estudio.

1.3. Objetivos

Objetivo General:
Determinar la distribución espacial de la mortalidad cardiovascular en la ciudad de Cali, para el período 2010-2017, a través de métodos de estadística espacial.

Objetivos Específicos:

- Realizar un análisis exploratorio de los casos de mortalidad cardiovascular en Cali para el período 2010-2017.
- Hacer un análisis descriptivo de las tasas de mortalidad cardiovascular, para el período 2010-2017, obtenidas por el método directo.
- Realizar un análisis de datos de áreas para determinar la distribución espacial de las razones estandarizadas de mortalidad cardiovascular en Cali, en el período 2010-2017.
- Determinar la autocorrelación que presentan las razones estandarizadas de mortalidad cardiovascular en Cali, para el período 2010-2017.
- Identificar las comunas de Cali que presentan las razones estandarizadas más significativas de mortalidad cardiovascular, en el período 2010-2017.
- Describir estadísticamente las comunas en las que se presentan las razones más significativas de mortalidad cardiovascular en Cali, en el período 2010-2017.

2. Antecedentes

En esta sección se citan algunas investigaciones, en los cuales se desarrolla la metodología de análisis espacial y epidemiológico para estudiar las enfermedades cardiovasculares.

2.1. Análisis espacial de enfermedades cardiovasculares

A continuación se presentan publicaciones relacionadas con el análisis espacial y epidemiológico de la mortalidad cardiovascular:

Gómez Barroso et al. (2015) analizaron el comportamiento de las ECV de acuerdo al género (hombre y mujer) en el área urbana poblada (AUP) del municipio de Madrid a partir de los patrones espaciales, con el fin de determinar posibles agregaciones. Para ello emplearon los estimadores de riesgo como la Razón Estandarizada de Mortalidad (REM), Riesgo Relativo Suavizado (RRS) y Probabilidad Posterior (PP), y calcularon la autocorrelación espacial a nivel global mediante el índice de Moran (I Moran) y a nivel local a través del Índice Local de Autocorrelación Espacial (LISA). Gómez Barroso et al. (2015), encontraron que el patrón espacial de la REM en hombres fue mayor ($> 1{,}10$) en la áreas centrales de la AUP del municipio de Madrid, y en las mujeres el REM fue mayor (> 1) en zonas periféricas de dicha área. Al calcular la RRS se redujo el número de áreas que presentaron valores altos en la REM en las zonas centrales ($> 1{,}10$) en hombres, y en las mujeres el RRS tuvo un patrón similar al determinado por REM. Con respecto a las probabilidades predictivas se encontraron valores mayores al 80 % en hombres, en zonas del oeste, y en el caso de las mujeres, en zonas de la periferia del área de estudio. En el análisis de clusters, el índice de Moran a nivel global tanto para hombres como para mujeres, mostró que no había autocorrelación espacial; por otro lado, el Índice Local de Autocorrelación Espacial mostró que si había dependencia espacial en algunas áreas de la AUP del municipio de Madrid en ambos géneros, es decir, que si había presencia de clusters.

Asaria et al. (2012) analizaron la tendencia de la distribución espacial de la mortalidad por enfermedad cardiovascular en los distritos electorales ingleses durante el período 1982-2006. Los autores estimaron las tasas de mortalidad por ECV separados por sexo y rango de edad (entre los 30 y 64 años y ≥ 65 años), para cada uno de los 7.932 distritos, en 5 períodos consecutivos: 1982–86, 1987–91, 1992–96, 1997–2001 y 2002–06. Debido a la inestabilidad de las estimaciones simples en áreas pequeñas por el pequeño número de casos

que se podrían presentar, utilizaron un modelo espacial bayesiano conocido como el modelo de Besag, York y Mollie (BYM) para estandarizar la tasa de mortalidad por distrito, sexo y grupo de edad en cada período, adicionando las clasificaciones urbanas y rurales y las regiones de oficinas gubernamentales como covariables. Para los cálculos del cambio en la mortalidad a lo largo del tiempo, realizaron análisis relativos a la población nacional en el grupo de edad correspondiente y sexo, por agrupaciones de quintiles y porcentajes de cambios.

Como resultado, obtuvieron que a nivel nacional, la mortalidad por ECV estandarizada fue mayor entre los hombres que entre las mujeres, los hombres tuvieron una mortalidad más alta que las mujeres en más del 99 % de los distritos para las edades < 65 años; la mortalidad por ECV estandarizada disminuyó en la mayoría de los distritos, pero aumentó en 186 distritos para mujeres ≥ 65 años; la disminución fue mayor donde el inicio de la mortalidad había sido mayor, y por último, los distritos con alta mortalidad por ECV en 2002–06 se dividieron en dos grupos: los ubicados principalmente alrededor de las grandes ciudades metropolitanas del norte de Inglaterra que comenzaron con una mortalidad muy alta entre 1982–86 y siguieron siendo altas, a pesar de las altas disminuciones, y las que comenzaron con mortalidad promedio o baja en la década de 1980, pero las tasas presentaron pequeñas reducciones y sus tasas fueron altas en comparación a los distritos que en el último período presentaron las tasas más bajas.

En Colombia las enfermedades cardiovasculares (ECV) representan un importante problema de salud pública, debido a que es la principal causa de morbilidad y mortalidad. Los estudios sobre la mortalidad por ECV en Colombia son pocos, por tanto, es importante realizar más estudios que sirvan para generar programas de prevención y control. Mendivelso Duarte et al. (2013) analizaron el comportamiento e impacto de la mortalidad por cada grupo de patologías que conforman las Enfermedades No Transmisibles (ENT), en el período 1998-2010 en Colombia. Utilizando para el desarrollo de este estudio, las tasas específicas y ajustadas mediante el método directo por año de la mortalidad por ENT y para los grupos más destacados dentro de estas como: cáncer, diabetes, enfermedades cardiovasculares y respiratorias crónicas. Otros indicadores calculados para realizar la comparación de las tasas fueron la razón estandarizada de mortalidad (REM) y años de vida perdidos por mortalidad prematura (AVPP). Mediante modelos de regresión logística multivariada, los autores estudiaron el comportamiento de las tasas de mortalidad con diferentes factores de riesgo clínico y conductual derivados de la Encuesta Nacional de Salud. Adicionalmente, usaron las tasas específicas de mortalidad por ENT calculados para cada municipio y por cada año en la construcción de un análisis de la distribución geográfica de la mortalidad por ENT en el país.

Mendivelso Duarte et al. (2013), encontraron que las principales causas de muerte en Colombia en el período de análisis fueron las Enfermedades Cardiovasculares, especialmente las causadas por la enfermedad isquémica del corazón, y le sigue el cáncer. Donde la mortalidad por *enfermedad cardiovascular* mostró agrupaciones de riesgos altos (o bajos) en algunas zonas del territorio nacional; sin embargo, en la región central del país se presentó la mayor incidencia de muerte por esta patología durante el período estudiado. Las variables independientes que de manera individual mantienen relación directa con el comportamiento de la tasa de mortalidad por ECV en la población colombiana, fueron la presencia de diabetes y colesterol total alto.

Chaparro-Narváez et al. (2015) describieron la tendencia y la distribución espacial de la mortalidad por enfermedad cardiovascular en Colombia en una población menor de 75 años, durante el período 1998-2011. Los autores calcularon tasas estandarizadas por edad utilizando el método directo, a partir de estas tasas calculadas por año se construyó la tendencia de la mortalidad por ECV, la cual fue modelada por medio de la regresión joinpoint para identificar cambios en la tendencia mediante los porcentajes de cambio anual (APC, por sus siglas en inglés). Se analizó la distribución espacial de la tasa ajustada de mortalidad cardiovascular, para los períodos 1998-99, 2000-02, 2003-05, 2006-08 y 2009-11. Se realizó un suavizamiento a las tasas ajustadas mediante el estimador empírico bayesiano local de Marshall, y posteriormente, se calculó el índice de Moran y los índices locales LISA para evaluar la autocorrelación espacial.

Los resultados obtenidos por Chaparro-Narváez et al. (2015) mostraron que entre 1998 y 2011 el 47 % de las muertes fueron ocasionadas por las ECV y se presentaron en personas menores de 75 años. Al analizar las tasas ajustadas por edad se encontró una tendencia mayor en hombres que en mujeres y además, en ambos fue decreciente durante el período de estudio. Se calcularon por departamento las tasas estandarizadas, presentando Vaupés la más baja (18,3) y Meta la más alta (56,7), en el año 2011. Se observó una reducción de la tasa ajustada en 20 departamentos, con un porcentaje de cambio anual que oscila entre -0,5 % (Amazonas) a -4,2 % (Bogotá), durante los años 1998 a 2011. Al analizar las tasas estandarizadas suavizadas de mortalidad por ECV, a nivel de municipio se presentó un patrón espacial, en el cual el índice de Moran varió entre 0,27 y 0,5 ($p < 0{,}05$), identificando aglomeraciones de las tasas más altas en el centro del país, con un leve desplazamiento hacia el oeste en el 2011. Finalmente, como conclusión, los autores indican que las causas exactas de la variación geográfica de las ECV aún no se han identificado completamente, sin embargo, suponen que estos cambios a nivel departamental y municipal podrían estar influenciados por las diferencias regionales en la calidad y el acceso de los servicios de salud, y a cambios socioeconómicos y culturales.

De acuerdo a la revisión de la literatura, en Cali no hay estudios que abarquen un análisis de la distribución espacial de mortalidad cardiovascular, por tanto, esta investigación constituye desde el punto de vista estadístico un aporte al conocimiento de una temática de suma importancia y que ocupa el primer lugar como causa de mortalidad en Cali.

3. Marco Teórico

En esta sección se presenta el marco conceptual de salud, el cual está relacionado con las enfermedades cardiovasculares, y el marco teórico estadístico relacionado con las metodologías de estadística en epidemiología y estadística espacial, que se emplearán para el desarrollo de esta investigación.

3.1. Marco conceptual

- **Causa básica de muerte:** Se define como la enfermedad o lesión que inició la cadena de acontecimientos patológicos que condujeron directamente a la muerte y, en su caso, las circunstancias del accidente o violencia que produjo la lesión fatal (DANE 2017a).

- **Enfermedades no Transmisibles (ENT):** Son enfermedades que tienen una duración más prolongada y se desarrollan lentamente, estas afecciones son generadas por factores genéticos, fisiológicos, ambientales y conductuales. Las ENT más destacadas son las ECV, el cáncer, las enfermedades respiratorias crónicas y la diabetes (OMS 2018).

- **Enfermedades Cardiovasculares (ECV):** Son un conjunto de trastornos del corazón y de los vasos sanguíneos, entre los cuales se encuentran hipertensión arterial, cardiopatía coronaria, enfermedad cerebrovascular e insuficiencia cardíaca (OMS 2017).

- **Factores de riesgo de las ECV:** Las principales causas de las ECV son las dietas no saludables, la inactividad física, el consumo de tabaco y el consumo nocivo de alcohol, los cuales corresponden a los factores de riesgo comportamentales, adicional a esto, otros determinantes de las ECV son el bajo nivel económico, el estrés y los factores hereditarios (OMS 2017).

3.2. Marco teórico Estadístico

A continuación se introducen los conceptos de estadística en epidemiología asociados con los métodos de tasas estandarizadas, y luego se presentan definiciones de la estadística espacial relacionada con datos de área o lattices para el análisis de patrones.

3.2.1. Estadística en Epidemiología

Tasas

Es un indicador de salud que explica la ocurrencia de algún evento definido de una población por unidad de tiempo t. De la siguiente manera la tasa es igual a (Moreno Altamirano et al. 2000):

$$\textbf{Tasa} = \frac{N^o \text{ de eventos ocurridos en una población en un período } t}{\text{Total de personas expuestas al evento en un mismo período } t} * k \tag{3-1}$$

Donde k es una constante.

Para el análisis de la mortalidad de una población en un tiempo t determinado se puede estimar la mortalidad general y/o específica (Moreno Altamirano et al. 2000):

Mortalidad general: Indica el número de defunciones ocurridas en un tiempo t. Denominada también *tasa cruda* de la mortalidad (Moreno Altamirano et al. 2000):

$$\textbf{Tasa cruda de mortalidad} = \frac{\text{Total de defunciones en el tiempo } t}{\text{Pob. Total expuesta al riesgo de morir en el tiempo } t} * k \tag{3-2}$$

Mortalidad específica: Expresa la mortalidad por causa específica de enfermedad en grupos específicos de población (sexo, edad u otras características relevantes). Definida como (Moreno Altamirano et al. 2000):

$$\textbf{Tasa de mortalidad específica} = \frac{\begin{array}{c}\text{Total de defunciones por causa específica según el} \\ \text{grupo específico en un tiempo } t\end{array}}{\begin{array}{c}\text{Pob. Total del mismo grupo específico en riesgo} \\ \text{en un tiempo } t\end{array}} * k \tag{3-3}$$

Estandarización

En muchos estudios epidemiológicos es necesario realizar comparaciones entre poblaciones a partir de indicadores de salud como las tasas, sin embargo, estas medidas pueden estar influenciadas por variables que no son de interés dentro del estudio o tienen una estructura diferente entre las poblaciones, por lo cual, se usa **la estandarización o ajuste de tasas** como un método para eliminar el efecto de estas variables confusoras sobre

las tasas (siendo la edad la más frecuente) y permitir la comparabilidad entre las poblaciones de estudio con el fin de tomar decisiones acertadas. Existen dos métodos de estandarización los cuales se conocen como **método directo** y **método indirecto** (OPS 2002).

a) Método directo: En este método de estandarización, se utiliza una población estándar o de referencia, la cual se puede obtener por fuentes externas, como el DANE, la OMS, entre otras, con el objetivo de ajustar la estructura de la mortalidad observada de cada población a una estructura única y estándar para ambos. Esta población estándar debe tener categorías o estratos i que correspondan al factor que se quiere controlar. Adicional a esto, se necesitan las tasas específicas por estrato de las poblaciones j estudiadas, las cuales se multiplican por la población estándar, con el fin de obtener los casos esperados (Ecuación 3-4) (OPS 2002).

$$\textbf{Caso esperado en el estrato } \boldsymbol{i} \textbf{ de la población } \boldsymbol{j} = \frac{(\text{Pob. estándar } i)*(\text{Tasa específica } i)}{k} \tag{3-4}$$

Finalmente, las tasas estandarizadas de las poblaciones se obtienen al dividir el total de casos esperados sobre el total de la población estándar (Ecuación 3-5).

$$\textbf{Tasa Estandarizada Población } \boldsymbol{j} = \frac{N^o \text{ Total de Casos Esperados}}{N^o \text{ Total Población Estándar}} * k \tag{3-5}$$

Donde *i, j=1,2,...* y k es una constante.

La selección de la población estándar es una de las etapas más importantes en este método, ya que según la población de referencia que se escoja los resultados pueden ser coherentes en el estudio, por lo cual se recomienda, que dicha población de referencia debe estar relacionada con las poblaciones y no debe presentar grandes diferencias entre los estratos (OPS 2002).

b) Método indirecto: Es usado cuando no se tienen las tasas específicas por estrato de cada población o cuando ocurren muy pocos casos en algunas categorías de la variable confusora. Este método en vez de usar la población estándar, utiliza tasas específicas estándares estratificadas i por la variable que se quiere controlar, a partir de esto, multiplica estas tasas por el total de cada población j, con el fin de obtener los casos esperados por estratos (Ecuación 3-6). Finalmente, se calcula la razón estandarizada de mortalidad (REM) al dividir la suma total de eventos observados sobre la suma total de casos esperados (Ecuación 3-7), permitiendo comparar cada población del estudio con

la población de la cual provienen las tasas estándares (OPS 2002). Este procedimiento se evidencia en la siguiente fórmula:

$$\textbf{Caso esperado en el estrato } \boldsymbol{i} \textbf{ de la población } \boldsymbol{j} = \frac{(\text{Población } i)^*(\text{Tasa específica } i)}{k} \tag{3-6}$$

$$\textbf{REM población } \boldsymbol{j} = \frac{N^o \text{ Total de Casos Observados}}{N^o \text{ Total de Casos Esperados}} \tag{3-7}$$

Así pues, los valores de REM (Ecuación 3-7) indican:

- Si $REM > 1$, el riesgo de muerte en la población del estudio es mayor que el esperado.
- Si $REM < 1$, el riesgo de morir es menor en la población observada que el esperado.
- Si $REM = 1$, el riesgo de muerte de la población estudiada es igual al esperado.

Para el análisis epidemiológico de la mortalidad cardiovascular en Cali para el período 2010-2017, se hará uso del método directo dado que se cuenta con la población de estudio y los casos de cada año, categorizadas por los estratos de la variable confusora edad. Para el análisis espacial se utilizarán las razones estandarizadas de mortalidad (REM), debido a que se cuenta con las tasas específicas estándares y la población de estudio estratificada por la variable edad. Cabe resaltar que se cuenta con información veraz para el desarrollo de ambos métodos.

Intervalos de confianza

Teniendo en cuenta que las tasas estandarizadas permiten ajustar la mortalidad observada a una población estándar (seleccionada por el investigador), es decir, que representa la tasa que se esperaría encontrar en las comunas si todas tuvieran la misma composición según la variable confusora, son consideradas estimaciones del verdadero comportamiento de dicha tasa, por lo cual, es necesario determinar la variabilidad de estas tasas a partir de los intervalos de confianza (OMS 2002).

Los intervalos de confianza para el método directo son calculados a partir del método gamma (SERGAS 2014):

Intervalo de confianza (**método gamma**) de nivel $(1-\alpha)\,\%$ (Fay & Feuer 1997):

$$IC = \left(G_1^{-1}\left(\frac{\alpha}{2}\right); G_2^{-1}\left(1-\frac{\alpha}{2}\right)\right), \tag{3-8}$$

donde:

- $(1-\alpha)$ es el nivel de confianza
- G_1 es la función de distribución gamma con parámetros a_1 y b_1:

$$a_1 = \frac{tasa^2_{estandarizada}}{S^2} \quad y \quad b_1 = \frac{S^2}{tasa_{estandarizada}}$$
$$S^2 = Var(tasa_{estandarizada}) = \sum_{j=1}^{m}\left(\frac{\text{Pob.Estándar}_j}{\text{TotalPob.Estándar}}\right)^2 \frac{\text{tasaEspecífica}_j}{Pob_j}$$

- m es el número de intervalos de la variable confusora
- G_2 es la función de la distribución gamma con parámetros a_2 y b_2:

$$a_2 = \frac{(tasa_{estandarizada} + w_M)^2}{S^2 + w_M^2} \quad y \quad b_2 = \frac{S^2 + w_M^2}{tasa_{estandarizada} + w_M}$$
$$w_M = max\{w_1, \ldots, w_m\}; \quad j = 1, ..., m$$
$$w_j = \frac{\text{Pob.Estándar}_j}{\text{TotalPob.Estándar}} \frac{1}{Pob_j}$$

Porcentaje de Cambio (PC)

Esta medida es utilizada para determinar cambios en las tasas a través del tiempo. El cambio porcentual de una tasa o estadístico de interés viene dado por la siguiente fórmula (REDECAN 2019):

$$\text{Porcentaje de cambio (PC)} = \frac{(\text{Tasa final} - \text{Tasa inicial})}{\text{Tasa inicial}} * 100\,\% \tag{3-9}$$

Un porcentaje de cambio positivo corresponde a una tendencia creciente, y un PC negativo a una tendencia decreciente.

El **Porcentaje Promedio Anual** indica el promedio del cambio en las tasas en los años estudiados:

$$\text{Porcentaje promedio anual} = \frac{\sum_{i=1}^{m-1} \text{Porcentaje de cambio } i}{m-1} \tag{3-10}$$

Donde m es el total de años estudiados.

3.2.2. Estadística Espacial

Estadística espacial es el conjunto de metodologías apropiadas usadas para el análisis de datos, correspondientes a la medición de variables aleatorias en diversas localizaciones geográficas de una región. De manera formal, la estadística espacial trata de realizaciones de un proceso estocástico $\{Z(s) : s \in D \subset \mathbb{R}^P\}$, en el que s es la ubicación en el espacio Euclidiano P-dimensional (usualmente P toma los valores de 2 o 3) y *Z(s)* es una variable aleatoria en la ubicación s (Giraldo Henao 2011).

De acuerdo con las características del conjunto D de índices del proceso estocástico de interés, la estadística espacial se divide principalmente en tres áreas:

1. **Geoestadística:** En ésta área las ubicaciones s provienen de un conjunto D contínuo y fijo, es decir, que los lugares son seleccionados a juicio del investigador, ya sea por conveniencia o a partir de alguna técnica de muestreo. Es importante resaltar que en geoestadística el propósito esencial es la interpolación y si el conjunto D no es continuo, las predicciones realizadas perderán sentido. Algunos ejemplos presentados por Giraldo Henao (2011), que guardan relación con este caso son:

   - $\{Z(s) : s \in D \subset \mathbb{R}^P\}$, donde *Z(s)* mide el contenido de nitrógeno en sitios de un parcela experimental. En este caso los sitios pertenecen a $\in D \subset \mathbb{R}^P$.
   - $\{Z(s) : s \in D \subset \mathbb{R}^P\}$, donde *Z(s)* corresponde a la precipitación en sitios de Colombia.

2. **Lattices o datos de áreas:** En éste caso las ubicaciones s pertenecen a un conjunto D discreto y la selección de las localidades al igual que en el caso anterior dependerán del criterio del investigador (D fijo). Estas ubicaciones pueden estar regular o irregularmente espaciadas. En los Lattices, las interpolaciones carecen de sentido dado que no se presenta una continuidad espacial (D es discreto). Algunos ejemplos presentados por Giraldo Henao (2011), con los cuales se pueden realizar Lattices son:

   - $\{Z(s) : s \in D \subset \mathbb{R}^P\}$, donde *Z(s)* es la variable aleatoria correspondiente a la tasa de mortalidad y los sitios son departamentos de Colombia, es decir D es el conjunto discreto formado por los departamentos del país.
   - $\{Z(s) : s \in D \subset \mathbb{R}^P\}$, donde *Z(s)* corresponde a la producción cafetera (en kilogramos) y D es el conjunto de todas las fincas productoras de café del país.

3. **Patrones puntuales o espaciales:** Para ésta área, a diferencia de la geoestadística y de los Lattices, el conjunto D de índices es aleatorio, es decir, que la selección de las ubicaciones s no depende del investigador si no de la naturaleza del fenómeno a estudiar. Además, el conjunto D, puede ser discreto o continuo. Existen tres tipos de patrones que pueden ocurrir en los resultados obtenidos de la distribución

espacial que son: aleatorios, agregados o uniformes. Algunos ejemplos presentados por Giraldo Henao (2011), que muestran diferentes casos del conjunto D son:

- Ubicación de nidos de pájaros en una región dada.
- Localización de imperfectos en una placa metálica.
- Sitios de terremotos en Colombia.
- Municipios de Colombia con mayorías negras.

En los tres primeros ejemplos el D es continuo y para el último el D es discreto.

En este caso, el espacio D (comunas de Cali) de las enfermedades cardiovasculares no es continuo sobre el área de estudio, es decir es discreto, por tanto, se descarta la geoestadística como un método de análisis para estos datos. Analizar este tipo de enfermedades por patrones puntuales puede causar confusiones ya que la población puede influir en la cantidad de casos, es decir que un conglomerado de puntos podría deberse a la gran concentración de habitantes en un área determinada. Los patrones puntuales son más usados para enfermedades infecciosas o transmisibles y no se basan en la población, y en este caso las enfermedades cardiovasculares son no transmisibles, por lo tanto su ocurrencia puede estar más relacionadas con la población (Waller & Gotway 2004).

Por lo anterior, las tasas de mortalidad cardiovascular en Cali se consideran que pueden analizarse espacialmente a partir de los datos de área (lattices) debido a que el conjunto de índices D en este estudio es fijo, ya que el investigador selecciona las área de estudio en las cuales desea analizar la mortalidad cardiovascular, por tanto el conjunto D discreto estará conformado por las 22 comunas de Cali.

Por tanto, se presentará a continuación una definición más formal de los datos de áreas y se describirá cada una de las pruebas de autocorrelación espacial.

Lattices o datos de área

En gran parte de los estudios epidemiológicos, los valores de las variables de interés están asociadas a un área en lugar de un punto específico del mapa, dicha información en el análisis espacial se denomina datos de área o lattices (Waller & Gotway 2004).

Una estructura de lattices se forma cuando la región de estudio se divide en subáreas (sitios) con el fin de analizarlas a partir de la variable de interés. Estas subáreas tienen como criterio que ninguna puede superponerse entre sí, sin embargo, si pueden compartir bordes límites con otras subáreas. Cabe resaltar, que la estructura espacial lattice puede ser clasificada como regular o irregular. Se crea un lattice regular cuando los sitios tienen la misma forma y tamaño, es decir, cuando la región está dividida en cuadrículas, por otro

lado, se construye un lattice irregular cuando la zona está dividida en función del perímetro de las subáreas, en este caso las comunas de Cali (Zuur et al. 2007).

Gran parte de las técnicas estadísticas aplicadas a los datos que presentan una estructura lattice, incluyen dentro de los análisis la relación espacial entre las subáreas vecinas, y tienen como objetivo principal: **(i)** identificar los patrones espaciales sobre el área de estudio y **(ii)** caracterizar estos patrones a partir de covariables medidas en el sitio (Zuur et al. 2007). Para ello, se debe determinar la dependencia espacial o estructura de autocorrelación espacial, la cual fue introducida por Tobler (1970) en la Primera Ley de Geografía, donde expone: *"todo está relacionado con todo lo demás, pero las cosas cercanas están más relacionadas que las cosas distantes"*.

Para estudiar las asociaciones espaciales en los datos de área, suponemos que los datos pueden considerarse como un proceso aleatorio $Z(s_i)$ en un conjunto D. Matemáticamente, s_i denota las unidades espaciales o subáreas i dentro del área de estudio, y D es parte de un espacio bidimensional $\mathbb{R}^2$. Lo anterior presenta las siguientes relaciones (Zuur et al. 2007):

$$D = \{s_1, s_2 \ldots, s_n\} \quad s_i \subset D \subset \mathbb{R}^2; \quad i = \{1, ..., n\} \tag{3-11}$$

De la ecuación 3-11, la primera fórmula define un lattice que contiene n subáreas o unidades individuales $(s_1, s_2 \ldots, s_n)$ que no se superponen, es decir, $s_i \cap s_j = \varnothing$ para $i \neq j$; la segunda parte, indica que cada subregión está contenida dentro de la región de estudio y esta a su vez es parte de un espacio bidimensional (Zuur et al. 2007).

La variable aleatoria en la ubicación s_i es representada por $Z_i = Z(s_i)$ y $\mathbf{Z}$ es el vector de todos los n datos observados en el área de estudio: $\mathbf{Z} = (Z_1, \ldots, Z_n)$ (Zuur et al. 2007).

Visualización de datos de área

En epidemiología, existen varias representaciones para visualizar datos de área, con el objetivo de proporcionar información sobre las variaciones geográficas en el riesgo de enfermedad (Waller & Gotway 2004). Para la visualización de este tipo de datos se presenta los siguientes tipos de mapas (Waller & Gotway 2004):

- **Mapas de símbolos clasificados:** Se ubica un símbolo en el centro de cada subregión y de acuerdo al valor de la variable el tamaño del símbolo varía, es decir, que este es proporcional a la magnitud de los valores de los atributos en cada unidad de la región de estudio.

- **Mapas coropléticos:** Este es uno de los mapas más usados en epidemiología para la visualización de datos lattice, el cual hace uso de combinaciones de colores para representar diferentes valores de la variable asociada con cada área. Existen dos tipos de mapas coropléticos: los clasificados y los no clasificados. Los primeros (clasificados) utilizan intervalos que recogen todos los valores de los datos observados y los clasifican en categorías numéricas de acuerdo a un color para cada subregión. Estas categorías pueden ser formadas a partir de:

  i) **Intervalos iguales:** Inicialmente calcula el rango (máximo-mínimo) de la variable y la divide por el número de clases deseados con el fin de obtener la amplitud de la clase. Este tipo de método no es adecuado cuando la distribución de la variable es asimétrica, ya que el mapa no representa la verdadera variabilidad de la variable debido a que puede sombrear muchas zonas con un mismo color (Giraldo Henao 2011).

  ii) **Cuantiles:** Las clases son formadas por un número igual de datos, ya sea por cuartiles, deciles o percentiles. La desventaja de esta técnica es que los valores extremos no son detectados debido a que están dentro de alguna categoría grande, lo cual en algunas situaciones no permitiría identificar zonas críticas (Giraldo Henao 2011); por ejemplo, para el estudio de tasas de mortalidad cardiovascular se podrían omitir en el análisis las comunas que son significativas.

  iii) **Desviación estándar:** Los intervalos son formados a partir de las desviaciones estándar con respecto a la media de la variable. Este método es usado cuando la distribución de la variable es simétrica (Giraldo Henao 2011).

  iv) **Rupturas naturales (Jenks):** Es un método de optimización para los mapas coropléticos, el cual se basa en un procedimiento iterativo, minimizando la varianza dentro de las clases y maximizando la varianza entre éstas. Por tanto, los intervalos serán formados por los valores de la variable que presentan mayor similitud (Jenks & Caspall 1971).

  Por otro lado, los mapas no clasificados, en lugar de usar intervalos con categorías de valores, utilizan rangos continuos de colores, donde según la magnitud de la variable en cada subregión se asigna un único color.

- **Mapas de densidad de puntos:** Estos mapas son creados a partir de la agrupación o unión de datos, por ejemplo, cada punto en una subregión puede representar 100 muertes cardiovasculares durante un período de estudio. Cabe resaltar, que los puntos son asignados aleatoriamente en cada unidad, y cuanto mayor sea el número de puntos en una zona específica, mayor será el valor de la variable de interés en esa zona. Este tipo de mapas pueden generar interpretaciones erróneas, ya que se puede suponer que cada punto en el mapa representa la ubicación exacta del evento de estudio. Por tanto, no es recomendable usar este tipo de mapas para las aplicaciones de salud pública.

La selección apropiada del tipo de mapa a utilizar depende del tipo de características espaciales, de la naturaleza de los datos y de lo que se desea transmitir según el tipo de investigación, por lo cual, se recomienda durante el proceso de visualización probar con diferentes mapas y comparar los resultados para tomar una decisión sobre cual representa mejor el comportamiento de la variable de interés (Waller & Gotway 2004). Los epidemiólogos usualmente prefieren para el análisis de tasas de enfermedades presentar este tipo de investigaciones a través de mapas coropléticos clasificados (Waller & Gotway 2004).

Suavización de tasas

En muchos de los casos se debe tener cuidado con la interpretación de los mapas de tasas, puesto que éstas pueden ocultar la verdadera distribución espacial del riesgo de la enfermedad si se basan en poblaciones con tamaños muy diferentes, debido a que la variabilidad de éstas tasas depende del tamaño de la población, ya sea porque las poblaciones son pequeñas con respecto a las restantes o por la pequeña cantidad de casos del evento, generando estimaciones de tasas poco confiables (Waller & Gotway 2004).

Es de interés investigativo obtener tasas de riesgo de la mortalidad cardiovascular en Cali confiables, que permitan una representación geográfica con información epidemiológica veraz y significativa para la toma de decisiones. En este estudio el tamaño de la población en las diferentes comunas varía notablemente al igual que el número de casos de mortalidad cardiovascular, por tanto, las tasas pueden ser inestables. Para reducir esta variabilidad en el tamaño de la población de las tasas, se han propuesto diferentes métodos, entre los cuales se encuentran: el mapa de probabilidades, suavizaciones espaciales por el método empírico bayesiano, por promedios ponderados locales, entre otros, los cuales se basan en la información de las regiones vecinas para producir una mejor estimación asociada a cada región, estas estimaciones en el mapa permiten mejores inferencias visuales que la representación geográfica de las tasas brutas (Waller & Gotway 2004).

Para visualizar la distribución de una enfermedad específica se hace uso del **mapa de probabilidades**, el cual permite determinar las zonas geográficas que presentan valores extremos en las tasas debido a la variabilidad que se encuentra en la región de estudio (Chou & Alvarado 2018). Una de las desventajas que presenta este método es que asume una distribución de poisson, que puede no ser la adecuada en casos de sobredispersión o baja dispersión, es decir, cuando la varianza difiere de la media; también asume independencia de los recuentos sin tener en cuenta la autocorrelación espacial, lo cual es importante dado que la ocurrencia de los eventos puede estar correlacionada con otros eventos cercanos debido a su ubicación geográfica (Anselin et al. 2006).

Los **promedios ponderados locales** suavizan las tasas de enfermedad para cada región i promediando las tasas de las regiones cercanas a éstas, que son multiplicadas por una ponderación especifica w_{ij}, la cual está relacionada con una ventana circular de radio δ preespecificada por el investigador. Para asignar los pesos w_{ij} se cumplen los siguientes criterios (Waller & Gotway 2004):

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si } d_{ij} < \delta \\ 0 & \text{Otro caso} \end{cases} \tag{3-12}$$

Donde d_{ij} es la distancia (Euclidiana) entre los centroides de las regiones i y j, w_{ij} es el peso asignado a la región i vecina a la región j, y δ es el radio del disco, cuyo valor corresponde al ancho de banda o parámetro de suavizado (Waller & Gotway 2004).

Cuanto mayor sea δ, mayor será el número de vecinos que se usará para estimar la tasa suavizada de la región i, es decir que se incluirán en la estimación tasas de regiones vecinas que están muy alejadas a ésta, esto generará un suavizado excesivo con varianza pequeña entre las tasas suavizadas de las regiones, lo cual no permite realizar comparaciones significativas debido al sesgo que genera el tamaño de δ. En caso contrario, cuanto menor sea δ, menor será el número de vecinos que se incluirán para estimar la tasa suavizada de la región i, por lo cual se tendrá poca información para la suavización de la tasa y por consiguiente se generará un estimador deficiente para realizar comparaciones (Yasaitis et al. 2015).

Independientemente de la función de ponderación elegida, todas las medias (ponderadas o no) son sensibles a observaciones extremas. También se pueden estimar medidas más robustas de tendencia central, por ejemplo, utilizar medianas en lugar de promedios, es decir, obtener la mediana ponderada de todas las tasas en cada ventana circular de radio δ (Waller & Gotway 2004).

Otra técnica de suavización son los métodos bayesianos, entre los cuales se encuentra el **método jerárquico bayesiano**, que construye modelos para estabilizar las tasas de enfermedades. Estos modelos incluyen uno o más efectos aleatorios que recogen la variabilidad no explicada, además a cada uno de estos se les asigna una distribución a priori y si estas dependen de otros parámetros (hiperparámetros) también se les asocia una distribución a priori. Finalmente, se construye la distribución a posteriori a partir de las distribuciones previas estimadas y la función de verosimilitud. En la práctica se ha usado frecuentemente para suavizar las tasas el modelo propuesto por Besag, York y Mollie (BYM), el cual incluye dos efectos aleatorios: espacial y no espacial (Silva Ayçaguer et al. 2003).

Por otro lado, el **método empírico de bayes** parte de una distribución a priori cuyos parámetros desconocidos son estimados a partir de los datos. Posteriormente, a partir de la media y varianza de la tasa bruta de cada región i se deriva el mejor estimador lineal de Bayes para la tasa de incidencia en el área i, el cual viene dado por (Marshall 1991):

$$\hat{\theta}_i = C_i r_i + (1 - C_i) m_{\theta_i} \tag{3-13}$$

Donde, r_i es la tasa de incidencia en cada región i, m_{θ_i} es la media asociada a la distribución a priori de θ_i, y

$$C_i = \frac{v_{\theta_i}}{v_{\theta_i} + \frac{m_{\theta_i}}{n_i}} \tag{3-14}$$

C_i es la relación de la varianza a priori (v_{θ_i}) a la varianza de datos. Esta relación se denomina factor de contracción, ya que define cuánto se reduce la tasa de incidencia r_i hacia la media a priori (Marshall 1991).

La propiedad más importante de un suavizador es su precisión, es decir, que identifique correctamente las regiones con tasas altas y bajas. Para escoger el método de suavización más adecuado, se debe considerar aquel que permita obtener estimaciones sin tanta complejidad en su cálculo, y además que permita estimar el error estándar que cuantifica la incertidumbre de la suavización estimada (Waller & Gotway 2004). El **mapa de probabilidades** por su parte, no tiene presente la autocorrelación espacial, lo cual genera estimaciones de suavización no tan precisas en la tasas; por otro lado, la suavización por **promedios ponderados locales**, a pesar de cumplir con los criterios del método más adecuado, el investigador debe especificar un radio δ óptimo para lograr una estimación de las tasas, lo cual implica que los resultados obtenidos van a estar influenciados por el criterio del investigador. El **método jerárquico bayesiano** es el más usado en los estudios de epidemiología espacial debido a que es muy completo ya que incluye dentro de su modelo variables que explican la variabilidad de la tasa suavizada, sin embargo, su desarrollo computacional es más exigente en comparación con los otros métodos, por lo cual los estimadores **bayesianos empíricos** aunque no son capaces de abarcar en su totalidad la dependencia espacial, pueden ser útiles para realizar una valoración inicial de la distribución espacial de los datos con respecto a las tasas suavizadas debido a que su estimación computacionalmente es menos compleja (Barceló et al. 2008).

En consecuencia, el **método empírico bayesiano** es la metodología que utilizamos en esta investigación, por lo cual se procede a realizar una definición más formal.

Método empírico bayesiano

La estadística bayesiana en general, trata todos los parámetros desconocidos de un modelo como variables aleatorias a las cuales se les asocia una distribución con el fin de proporcionar estimaciones puntuales, regiones de credibilidad, predicciones y cálculos de probabilidad. Los investigadores obtienen estas distribuciones a partir de información o creencias previas con respecto a las variables. Estas distribuciones son conocidas como distribuciones a priori, a las cuales se les asigna una distribución de probabilidad sin tener en cuenta los datos. A partir de los datos se puede obtener una función de probabilidad condicionada al valor de los parámetros desconocidos, la cual se conoce como función de máxima verosimilitud; mediante ésta función y la distribución a priori se construye la distribución posterior, que actualiza el parámetro de interés a través de creencias previas y de la información observada en los datos (Waller & Gotway 2004).

$$\begin{aligned} \text{Distribución a priori} &= f(\theta_i) \\ \text{Función de máxima verosimilitud} &= f(Z_i|\theta_i) \\ \text{Distribución a posteriori} &= f(\theta_i|Z_i) = f(Z_i|\theta_i)f(\theta_i)/k \end{aligned} \tag{3-15}$$

Donde k denota una constante de normalización (igual a $\int f(Z_i|\theta_i)f(\theta_i)d\theta_i$) (Waller & Gotway 2004).

La estadística bayesiana tiene una amplia aplicación en los diferentes estudios de análisis de datos. En el campo de epidemiología espacial los métodos bayesianos permiten corregir las tasas específicas de enfermedad a través de técnicas de suavización, lo cual las hace más estables para detectar con mayor precisión patrones en los mapas (Waller & Gotway 2004). La utilidad epidemiológica del mapeo es ilustrar la verdadera distribución geográfica del riesgo de que una persona residente en cada región i ($i = 1, 2, \ldots, n$) adquiera la enfermedad durante el período de estudio. Por tanto, la mejor representación de la enfermedad será aquella basada en las tasas (θ_i) que reflejan el verdadero riesgo en cada región. En ocasiones las tasas (o razones) observadas son inestables debido a la variabilidad de la población, lo cual hace que la distribución del riesgo de enfermedad en la región de estudio pierda credibilidad, por tal razón, a través del método empírico bayesiano se calcula un estimador de la tasa (o razón) en la subárea i a partir de la información de las tasas (o razones) observadas en todo el área de estudio. Por consiguiente, estas estimaciones proporcionarán una mejor representación de la verdadera variación espacial del riesgo (Devine et al. 1994).

El método empírico de bayes es considerado no bayesiano dado que a partir de los datos estima la distribución a priori, es decir, por métodos frecuentistas sin incluir probabilidades subjetivas en su cálculo. En consecuencia, se puede enfatizar que la diferencia fundamental entre el método de bayes y el método de bayes empírico radica en que el primero supone el conocimiento total de la distribución a priori y el método empírico estima dicha distribución (Prieto et al. 1995).

Considerando una región dividida en n subáreas indexadas por i $(i = 1, ..., n)$, suponga que los eventos (muertes por enfermedad) se registran durante un período de años. Entonces el recuento de muertes Z_i en la subárea i representa variables aleatorias, cada una siguiendo una distribución Poisson con media y varianza $p_i\theta_i$, donde p_i es el número de personas en riesgo en la subárea i en el período de estudio y, θ_i denota el riesgo de que una persona que reside en la subárea i muera por causa específica de una enfermedad durante el período de estudio. Dada esta probabilidad de muertes por subárea, se tiene (Waller & Gotway 2004):

$$Z_i|\theta i \sim poisson(p_i\theta_i) \tag{3-16}$$

Bajo esta distribución se asume que los Z_i son condicionalmente independientes dado θ_i, por lo cual la función de verosimilitud $(f(Z_i|\theta_i))$ tomará una forma simple al ser calculada a través del producto de distribuciones condicionales de todas las subáreas i, dadas en la ecuación (3-16). Esto no implica que los Z_i sean mutuamente independientes, dado que puede existir correlación espacial observada en Z_i ocasionadas por las tendencias geográficas debido a los riesgos de la subárea i (Waller & Gotway 2004).

En el análisis bayesiano, θ_i es una variable aleatoria que tiene asociada una distribución a priori $f(\theta_i)$. La distribución a posteriori $(f(\theta_i|Z_i))$ se construye a partir de esta distribución a priori y la función de verosimilitud $(f(Z_i|\theta_i))$ especificada anteriormente. El estimador de Bayes para θ_i se calcula mediante la media de la distribución a posteriori (Prieto et al. 1995), sin embargo, en el caso de no conocerse la distribución específica para θ_i, Marshall (1991) propone una técnica para determinar las estimaciones empíricas bayesianas por el método de los momentos. Por consiguiente, el mejor estimador de Bayes de θ_i propuesto por Marshall (1991) viene dado por:

$$\begin{aligned}\tilde{\theta}_i &= \tilde{m}_\theta + \tilde{C}_i(r_i - \tilde{m}_\theta) \\ &= \tilde{C}_i r_i + (1 - \tilde{C}_i)\tilde{m}_\theta,\end{aligned} \tag{3-17}$$

donde el estimador del método de momentos de la media general, $\tilde{m}_\theta$, es la media muestral ponderada,

$$\tilde{m}_\theta = \frac{\sum_{i=1}^{n} r_i p_i}{\sum_{i=1}^{n} p_i} = \frac{\sum_{i=1}^{n} Z_i}{\sum_{i=1}^{n} p_i} \tag{3-18}$$

El estimador por el método de los momentos de υ_θ es

$$\tilde{\upsilon}_\theta = s^2 - \frac{\tilde{m}_\theta}{\bar{p}} \tag{3-19}$$

Donde $\bar{p} = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i}{n}$ y s^2 es la varianza muestral ponderada

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i (r_i - \tilde{m}_\theta)^2}{\sum_{i=1}^{n} p_i} \tag{3-20}$$

Y $C_i = \frac{\tilde{\upsilon}_{\theta_i}}{\tilde{\upsilon}_{\theta_i} + \frac{\tilde{m}_{\theta_i}}{p_i}} = \frac{\tilde{\upsilon}_\theta(\theta_i)}{V_r(r_i)}$, reemplazando los valores de las ecuaciones (3-18) y (3-19) se tiene:

$$\tilde{C}_i = \begin{cases} \frac{s^2 - \tilde{m}_\theta/\bar{p}}{s^2 - \tilde{m}_\theta/\bar{p} + \tilde{m}_\theta/p_i} & \text{si } s^2 \geq \tilde{m}_\theta/\bar{p} \\ 0 & \text{Otro caso} \end{cases} \tag{3-21}$$

$\tilde{C}_i$ es la relación de la varianza previa y la varianza de los datos. Esta relación se denomina factor de contracción, ya que define cuanto se reduce los valores extremos de la tasa bruta ($r_i = \frac{Z_i}{p_i}$) con respecto a la media a priori. (Marshall 1991).

Este estimador, basado en las estimaciones del método de los momentos de la media y la varianza, es una forma directa de suavizar las tasas de mortalidad. También, se pueden utilizar otros métodos para calcular los estimadores de Bayes, sin embargo, todos los estimadores empíricos de Bayes tienen la forma general dada en la ecuación (3-17) (Waller & Gotway 2004).

Estimadores de Bayes locales

Los estimadores de Bayes descritos anteriormente son globales en el sentido de que "reducen" cada tasa bruta hacia la media global a priori, $\tilde{m}_{\theta_i}$. Sin embargo, estas estimaciones son espacialmente invariantes, ya que cualquier cambio en su ubicación no altera sus estimaciones. Suponiendo que se tiene un área de estudio grande dividida en varias regiones, es irrazonable asumir que todas las tasas en las diferentes regiones comparten la misma media global previa, puesto que en muchas ocasiones las tasas tienden a ser similares entre sus vecinos más cercanos (vecindario) debido a diferentes aspectos (sociales, económicos, culturales, poblacionales, etc.) que las relacionan. Por tanto Marshall (1991) propuso un estimador empírico local de Bayes para las tasas de cada región i, en la cual las estimaciones reducen cada r_i a la media global de su vecindario en lugar de la media global

de toda la región.

Dado lo anterior, el estimador de Bayes para $\tilde{\theta}_{(i)}$, se obtiene reemplazando $\tilde{C}_i, \tilde{m}, s^2$ y $\bar{p}$ de la ecuaciones 3-17 y 3-21 por $\tilde{C}_{(i)}, \tilde{m}_{(i)}, s^2_{(i)}$ y $\bar{p}_{(i)}$ respectivamente, las cuales se calculan teniendo en cuenta la i-ésima vecindad y $\tilde{m}_{(i)} = \sum_j Z_j / \sum_j p_j$ (Marshall 1991).

Para escoger un estimador apropiado, se debe tener en cuenta la distribución espacial de las muertes por enfermedad. En caso de que el evento se distribuya uniforme y su ocurrencia sea poco común, se considera la media global para encontrar el estimador. Por otro lado, si el evento es común y presenta un patrón diferente al uniforme la forma más adecuada de encontrar el estimador es a partir de la media local (Marshall 1991).

El estimador empírico de Bayes mencionado anteriormente (ecuación 3-17) es calculado a partir de la tasa cruda ($r_i = \frac{Z_i}{p_i}$), sin embargo, en la presente investigación para el análisis espacial, se suavizan las razones estandarizadas de mortalidad (REM) por el método indirecto, las cuales son comúnmente usadas en artículos de epidemiología, por tanto, se realiza la estimación empírico bayesiana de las razones por el método indirecto, realizando una reparametrización de la ecuación 3-16 como lo plantean los autores (Clayton & Kaldor 1987). Asumiendo

$$Z_i|\rho_i \sim poisson(\rho_i E_i), \tag{3-22}$$

donde ρ_i es un parámetro desconocido que representa el riesgo relativo asociado con las personas que residen en la subárea i, y E_i es el número de casos esperados que se calcula por el método indirecto. Dado que la estructura del modelo de probabilidad en $Z_i|\rho_i$ y en $Z_i|\theta_i$ es igual, es decir, la media en ambos casos es el producto de una constante, (p_i para la ecuación 3-16 y E_i para la ecuación 3-22), por un parámetro desconocido, θ_i y ρ_i respectivamente, en consecuencia, para determinar el estimador empírico de bayes local para la REM, se reemplaza p_i por E_i, en el desarrollo del estimador (Waller & Gotway 2004) y finalmente se calcula $\tilde{\rho}_i$ de la siguiente manera (Meza 2003):

$$\begin{aligned} \tilde{\rho}_{(i)} &= \tilde{m}_{(i)} + \tilde{C}_{(i)}(\hat{\rho}_i - \tilde{m}_{(i)}) \\ &= \tilde{C}_{(i)}\hat{\rho}_{(i)} + (1 - \tilde{C}_{(i)})\tilde{m}_{(i)}, \end{aligned} \tag{3-23}$$

donde $\hat{\rho}$ es el estimador por máxima verosimilitud de ρ, el cual viene dado por, $\hat{\rho} = \frac{Z_i}{E_i}$.

Las estimaciones de $\tilde{m}_{(i)}$ y $\tilde{C}_{(i)}$ se calculan a partir del método de los momentos expresado por Meza (2003) como:

$$\tilde{m}_{(i)} = \frac{\sum_{i=1}^{n_{(i)}} \hat{\rho}_{(i)} E_{(i)}}{\sum_{i=1}^{n_{(i)}} E_{(i)}}, \quad donde \quad n_{(i)} \quad \text{son los vecinos más cercanos a la comuna} \quad i \tag{3-24}$$

$$\tilde{v}_{(i)} = s^2_{(i)} - \frac{\tilde{m}_{(i)}}{\bar{E}_{(i)}}, \quad \bar{E}_{(i)} = \frac{\sum_{i=1}^{n_{(i)}} E_{(i)}}{N_{(i)}} \tag{3-25}$$

$$s^2_{(i)} = \frac{\sum_{i=1}^{n_{(i)}} E_{(i)}(\hat{\rho}_{(i)} - \tilde{m}_{(i)})^2}{\sum_{i=1}^{n_{(i)}} E_{(i)}}, \quad \text{es la varianza muestral ponderada} \tag{3-26}$$

y $C_{(i)} = \frac{\tilde{v}_{(i)}}{\tilde{v}_{(i)} + \frac{\tilde{m}_{(i)}}{E_{(i)}}}$

Los casos de mortalidad cardiovascular en Cali son considerados como uno de los principales causantes de muerte en la ciudad, es decir que estos casos se presentan con alta frecuencia. Teniendo en cuenta los antecedentes de esta problemática, se asume que hay un patrón espacial diferente al uniforme, puesto que esta enfermedad está relaciona con factores asociados con el nivel económico de los diferentes grupos sociales, con las diferencias culturales, con el acceso a alimentos saludables y el acceso a servicios de salud de buena calidad (Gómez 2011), por tanto, la suavización de las razones estandarizadas de mortalidad cardiovascular de las diferentes comunas de Cali, serán calculadas por los estimadores empíricos bayesianos locales.

Matriz de proximidad espacial

En el análisis estadístico de datos con estructura lattice es importante tener en cuenta la correlación espacial entre las variables de subáreas cercanas, debido a que es más probable que unidades que tengan valores altos sean adyacentes a otras unidades con valores altos en la variable de estudio, al igual que las unidades con valores bajos estarán cerca a otras unidades con valores bajos (Zuur et al. 2007). Por su parte, la identificación de conglomerados (grupos) con valores altos, son de gran interés, ya que sugieren que el riesgo elevado de enfermedad presenta una causa común y permiten identificar los factores de riesgo espacial para la variable de estudio (Schabenberger & Gotway 2005).

Si $Z(s_i)$ es la variable observada en la ubicación espacial $s_i = [x_i, y_i]$, entonces la correlación espacial se refiere a la correlación entre $Z(s_i)$ y $Z(s_j)$, es decir, que la autocorrelación espacial es la correlación de una misma variable en dos ubicaciones diferentes, donde la ausencia de esta significa que aunque dos subáreas estén cerca en el espacio no indica que haya relación entre los valores de la variable en estudio, por otro lado, la correlación espacial es positiva cuando la proximidad entre las subáreas coincide con la similitud en los valores de la variable (Schabenberger & Gotway 2005). Dichas relaciones son calculadas a través de la matriz de proximidad espacial que representa la fuerza de la asociación entre

las subáreas de la región de estudio (Zuur et al. 2007). A partir del conjunto $D = s_1, ..., s_n$ se construye la matriz de distancias denotada por $\mathbf{W}$ de orden $(n \times n)$ donde cada uno de sus componentes w_{ij} representa una medida de proximidad entre las subáreas s_i y s_j (Giraldo Henao 2011).

$$\mathbf{W} = \begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} & \cdots & w_{1n} \\ w_{21} & w_{22} & \cdots & w_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n1} & w_{n2} & \cdots & w_{nn} \end{bmatrix} \tag{3-27}$$

Para determinar estas medidas (3-27) autores como Zuur et al. (2007), Schabenberger & Pierce (2001) y Waller & Gotway (2004) establecieron varias formas de calcularlas entre las cuales se encuentran:

- $w_{ij} = 1$ si el centro de s_i se encuentra a una distancia determinada de s_j o $w_{ij} = 0$, en caso contrario.
- $w_{ij} = 1$ si s_i comparte frontera con s_j, en caso contario $w_{ij} = 0$.
- $w_{ij} = l_{ij}/l_i$, donde l_{ij} es la frontera entre s_i y s_j y l_i es el perímetro de s_i.
- $w_{ij} = d_{ij}$, es la distancia Euclidiana o cualquier otra medida métrica de distancia entre los centros de las dos subáreas.
- $w_{ij} = d_{ij}^{-\gamma}$, con la potencia $\gamma \geq 0$.
- $w_{ij} = exp(d_{ij})^{-\gamma}$.
- $w_{ij} = \left(\frac{l_{ij}}{l_i}\right)^{\gamma}$.
- $\frac{(l_{ij}/l_i)^{\tau}}{d_{ij}^{-\gamma}}$, con la potencia $\tau \geq 0$.

La elección de las formas para definir $\mathbf{W}$ depende del criterio del investigador. Para esta investigación se utilizan las distancias inversas ($w_{ij} = d_{ij}^{-\gamma}$), debido a que esta asigna un peso dependiendo que tan cerca se encuentran los vecinos al subárea i mediante las distancias euclidianas entre las coordenadas de los centroides de cada subárea y sus vecinos más cercanos. El valor de $\gamma = 1$ es el más usado para calcular la matriz de pesos (Smith 2011). Por tanto, para la definición de la matriz de proximidad de las comunas de Cali se utiliza esta opción como la más conveniente para el cálculo de la autocorrelación espacial.

Métodos de autocorrelación espacial

Los mapas proporcionan una primera visión de la distribución espacial de la enfermedad, sin embargo, dada la amplia variedad de resultados obtenidos de los diferentes tipos de mapas, pueden haber diversas conclusiones respecto a la distribución de la enfermedad, por ejemplo los mapas coropléticos tienen diferentes formas de categorizar la variable por intervalos ya sea por: cuantiles, intervalos iguales, desviaciones estándar o el método Jenks, lo cual hace que la variable en la región de estudio en los diferentes tipos de categorizaciones varíe en sus tonalidades, es decir, que el mapa con intervalos iguales puede mostrar unas zonas críticas mientras que en los otros métodos estas zonas no se consideran como tal, en consecuencia, es necesario hacer un análisis exhaustivo que permita identificar una estructura de autocorrelación espacial estadísticamente significativa (Gonzalez 2015).

Lo anterior, se hace mediante pruebas estadísticas que parten de las siguientes hipótesis (Alonso et al. 2018):

H_o: La tasa de riesgo es constante sobre la región de estudio, por tanto, las personas tienen la misma probabilidad de contraer la enfermedad independientemente de la ubicación, es decir, ausencia de autocorrelación espacial.

H_1: Existe dependencia espacial entre la variable de estudio en la ubicación i y la variable en la ubicación j, siendo $i \neq j$.

Estas hipótesis pueden ser planteadas a nivel global o local, donde la primera (global) comprueba la estacionariedad de la variable con respecto a la totalidad de la región de estudio, mientras la local verifica la estacionariedad dentro de dicha región (Alonso et al. 2018). Los métodos usados para contrastar las hipótesis globales de autocorrelación espacial, se enfocan en detectar patrones a nivel general de la región, mientras los métodos utilizados para comprobar las hipótesis locales tienen como fin identificar los grupos individuales (clústeres) que se forman dentro de la zona de estudio (Waller & Gotway 2004).

Los métodos más usados para contrastar las hipótesis se presentan a continuación (Waller & Gotway 2004).

1. **Métodos basados en índices globales de autocorrelación espacial**

   El objetivo de los índices globales es identificar el grado de asociación entre las observaciones de la variable de interés en toda la región de estudio, con el fin de decidir si rechazar o no la hipótesis nula, en la cual se plantea que el evento observado se distribuye aleatoriamente sobre el área geográfica. Gran parte de los índices

presentan una estructura común para su cálculo, en la cual se determina la similitud (sim_{ij}) de los valores de la variable en las ubicaciones s_i y s_j y se pondera por los componentes de la matriz de proximidad (w_{ij}). Valores altos en la similitud y los pesos producen un mayor índice, o por el contrario, valores bajos en la similitud y altos en los pesos generan un menor índice (Waller & Gotway 2004).

La fórmula base para el desarrollo de la mayoría de los índices globales viene dada por (Waller & Gotway 2004):

$$\frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} w_{ij} sim_{ij}}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} w_{ij}}; \quad i,j = \{1,\ldots,N\} \tag{3-28}$$

La medida de similitud sim_{ij} define la estructura de distribución del índice dado que depende de la variable de interés, y la medida de proximidad w_{ij}, define la estructura de correlación espacial. Por consiguiente, la combinación de estas dos medidas que incluyen la distribución de variable (sim_{ij}) y lo espacial (w_{ij}), hacen que estos índices adquieran una mejor capacidad de detección de agrupación (Waller & Gotway 2004).

Los índices globales de autocorrelación espacial bajo una hipótesis nula de independencia suponen que las observaciones siguen distribuciones normales, idénticas e independientes. Sin embargo, considerando que la variable de estudio, que representa los recuentos de enfermedad en cada una de las subáreas, asume una distribución poisson, la naturaleza discreta y los recuentos relativamente pequeños hacen que no se cumplan los supuestos de normalidad, por otro lado, dado que la suavización de las tasas tienen en cuenta la información de los vecinos más cercanos, el supuesto de independencia también se incumple en este caso. Por último, el supuesto de variación constante de las tasas de incidencia no se cumple por la heterogeneidad en los tamaños de población en cada una de las subáreas (Waller & Gotway 2004).

En epidemiologia es común que estos supuestos no se cumplan dado la naturaleza de la variable, por lo que, se ha propuesto el método de Monte Carlo como una opción para determinar la significancia estadística de los índices. Este método construye una distribución de referencia a partir de un conjunto de índices calculados con datos simulados bajo la hipótesis nula. El valor del índice obtenido de los datos observados se compara con la distribución de referencia, donde si el valor de este índice se encuentra en las colas de esta distribución indica que hay una correlación espacial significativa (Waller & Gotway 2004).

Los índices globales más comunes en el análisis de autocorrelación espacial se presentan a continuación.

- **índice I de Moran**
  Es una adaptación del coeficiente de correlación, ponderado por una matriz de pesos (**W**) establecida por el investigador (Celemín 2009), donde su estructura presenta la forma básica de la ecuación 3-28 (Waller & Gotway 2004):

$$I = \frac{1}{s^2} \frac{\sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{N} w_{ij} sim_{ij}}{\sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{N} w_{ij}}, \tag{3-29}$$

  donde:

$$sim_{ij} = (Z_i - \bar{Z})(Z_j - \bar{Z}), \quad \bar{Z} = \sum_{i=1}^{N} Z_i/N \quad y \quad s^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} (Z_i - \bar{Z})^2 \tag{3-30}$$

  El numerador de la ecuación 3-29, refleja un término de la covarianza entre Z_i y Z_j. Al calcular el producto de las diferencias de la variable en diferentes ubicaciones con respecto a la media general ($\bar{Z}$) se establece en qué medida varía el índice, donde si Z_i y Z_j se encuentran en el mismo lado de la media (puede ser por encima o por debajo de esta), el producto será positivo, en caso contrario, si uno se encuentra por encima y el otro por debajo el producto será negativo; la magnitud del índice dependerá de que tan cerca están los valores a la media general. Los términos de covarianza son multiplicados por los elementos w_{ij} de la matriz de ponderaciones espaciales **W**, es decir, que se pondera la covarianza de acuerdo a la proximidad espacial entre Z_i y Z_j. En el caso en que se utilice una matriz de contigüidad binaria (0,1) el término de covarianza se incluye en el cálculo cuando $w_{ij} = 1$, es decir, cuando Z_i y Z_j comparten una frontera en común. El denominador en la ecuación 3-29 normaliza el valor del índice, donde $\sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{N} w_{ij}$, es la suma del número total de relaciones en el mapa, y s^2 es la varianza general del conjunto de datos, esto garantiza que los valores altos en el índice no se deban a la alta variabilidad de **Z** (O'sullivan & Unwin 2014).

  Este índice toma valores entre -1 y 1, sin embargo, es difícil que haya una autocorrelación espacial perfecta, a excepción de situaciones muy inusuales. En la literatura una puntuación del índice $\leq -0{,}3$ o $\geq 0{,}3$ indica una autocorrelación espacial relativamente fuerte (O'sullivan & Unwin 2014).

  Al calcular el índice de Moran se procede a realizar la inferencia estadística. Si se cumple el supuesto de normalidad en la variable de interés se puede comparar el

índice estandarizado $z = \frac{[I-E(I)]}{\sqrt{Var(I)}}$ con una distribución normal estándar, donde el valor esperado de I ($E[I]$) y su varianza viene dado por (Waller & Gotway 2004):

$$E(I) = -\frac{1}{N-1} \quad y \quad var(I) = \frac{N^2 S_1 - N S_2 + 3S_0^2}{(N-1)(N+1)S_0^2} - \left(\frac{1}{N-1}\right)^2 \tag{3-31}$$

Donde,

$$S_0 = \sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} w_{ij}, \quad S_1 = 1/2 \sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} (w_{ij} + w_{ji})^2, y \quad S_2 = \sum_{i=1}^{N} (w_{i+} + w_{+i})^2$$
$$con \quad w_{i+} = \sum_{j=1}^{N} w_{ij} \quad y \quad w_{+i} = \sum_{j=1}^{N} w_{ji} \tag{3-32}$$

Por otro lado, si el supuesto de normalidad no se cumple, se hace uso de los métodos de Monte Carlo con el fin de comparar el valor del índice con la distribución de referencia y tomar decisiones con respecto a la hipótesis nula de independencia entre las observaciones (Waller & Gotway 2004).

En la ecuación 3-29 del índice I de Moran, la similitud (sim_{ij}) está midiendo la desviación de los recuentos de casos observados con respecto a la media regional, lo cual puede afectar los valores obtenidos en el índice debido a la variabilidad de las poblaciones, ya que pueden haber subáreas en las cuales las poblaciones son muy grandes y por consiguiente tendrán una cantidad de recuentos superior a la media global, generando valores altos en la similitud que aumentan el valor del índice. Por lo que, cualquier autocorrelación en los datos puede ser producto de las relaciones entre los tamaños de la población y no de los patrones espaciales en los recuentos de enfermedades (Waller & Gotway 2004).

Debido a lo anterior, se ha propuesto una modificación del índice I de Morán, en el cual se busca disminuir la heterogenidad de las poblaciones al incluir las tasas brutas de enfermedad, ya que la comparación de estas con respecto a la tasa de incidencia media general es más razonable que la comparación entre los recuentos de las subáreas con el recuento medio general, por lo cual, el I de Moran queda (Assuncao & Reis 1999):

$$I = \frac{1}{s^2} \frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} w_{ij}(r_i - \bar{r})(r_j - \bar{r})}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} w_{ij}}, \tag{3-33}$$

donde,

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^{N}(r_i - \bar{r})^2}{N}, \quad r_i = \frac{Z_i}{n_i} \quad y \quad \bar{r} = \frac{\sum_{i=1}^{N} Z_i}{N} \tag{3-34}$$

Aunque se haya reemplazado los recuentos por las tasas de incidencia en la ecuación 3-33, cabe resaltar que estas dependen del tamaño de la población, es decir, que aún no se logra controlar por completo la heterogeneidad, por lo cual, los valores en el índice van a estar influenciados por estos (Waller & Gotway 2004).

- **Índice Empírico de Bayes (IEB)**

El índice I de Moran es uno de los índices más usados en los estudios de epidemiología para analizar la autocorrelación espacial, sin embargo, este índice tiene mayor precisión al analizar la independencia espacial sin tener en cuenta la heterogeneidad de las población, por consiguiente, se han propuesto diferentes ajustes de este índice, entre los que se considera el índice empírico de Bayes como el más adecuado (Assuncao & Reis 1999).

Este índice contrasta la hipótesis nula de autocorrelación espacial de los riesgos, teniendo en cuenta la heterogeneidad de la población en la zona de estudio (Assuncao & Reis 1999). Usando estimadores del método de los momentos (ecuación: 3-18, 3-19 y 3-20) propuestos por Marshall (1991):

$$\begin{aligned} &\tilde{v}_\theta = s^2 - (\tilde{m}_\theta/\bar{p}), \quad \tilde{m}_\theta = \frac{\sum_{i=1}^{n} Z_i}{\sum_{i=1}^{n} p_i}, \\ &\text{con} \quad \bar{p} = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i}{n}, \quad \text{y} \quad s^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i (r_i - \tilde{m}_\theta)^2}{\sum_{i=1}^{n} p_i} \end{aligned} \tag{3-35}$$

La media y la varianza marginal de los r_i son estimadas por $\tilde{m}_\theta$ y $var(r_i) = \tilde{v}_{\theta_i} + \tilde{m}_\theta/p_i$. En consecuencia, la media en toda la región es constante y la varianza difiere entre subáreas y aumenta en la medida que la población decrece (Giraldo Henao 2011).

Assuncao & Reis (1999) proponen estandarizar la tasa r_i restando la media y la varianza como se muestra a continuación:

$$X_i = \frac{r_i - \tilde{m}_\theta}{\sqrt{var(r_i)}} \tag{3-36}$$

De manera que, reemplazando X_i en la fórmula general del índice de Moran (ecuación 3-29), el índice empírico de Bayes (Assuncao & Reis 1999) es:

$$IEB = \frac{n}{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}} \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij} X_i X_j}{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \bar{X})^2}; \quad \text{donde} \quad \bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^{n} X_i}{n} \tag{3-37}$$

- **Índice C de Geary**

Este índice mide la distancia entre dos observaciones a partir de la medida de similitud $sim_{ij} = (Z_i - Z_j)^2$. La construcción del índice está basado en un promedio ponderado de sim_{ij} por los pesos de proximidad w_{ij}, por lo que, su ecuación viene dado por (Waller & Gotway 2004):

$$C = \frac{n-1}{2\sum_{i=1}^{n}(Z_i - \bar{Z})^2} \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}(Z_i - Z_j)^2}{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}} \tag{3-38}$$

Este índice presenta valores entre 0 y 2, donde 0 indica una perfecta correlación espacial positiva entre Z_i y Z_j, 2 una perfecta correlación espacial negativa y 1 indica ausencia de autocorrelación espacial. Al igual que en el índice I de Moran en caso de que no se cumplan los supuestos de normalidad e independencia, se hace uso de las hipótesis de Monte Carlo para la inferencia estadística del índice (Waller & Gotway 2004).

El índice I de Moran toma la estructura base del coeficiente de correlación de Pearson o covarianza, es decir que la similud se calcula mediante la diferencia de la comuna i respecto al promedio general, de la misma forma el índice empírico bayesiano es una modificación del índice I de moran, por tanto, también asume esta forma de cálculo (ecuación 3-37). De acuerdo a Legendre & Fortin (1989), esta medida es sensible a valores extremos dado que la media general puede ser afectada. Por otro lado en el índice C de Geary la similitud es una función de

tipo distancia, donde se miden las diferencias al cuadrado entre los valores de las variables en las diferentes ubicaciones, por tanto, esta medida no está afectada por valores extremos Legendre & Fortin (1989).

- **Métodos basados en indicadores de asociación espacial (LISA)**

Los índices de autocorrelación espacial global detectan agrupaciones espaciales promediadas en toda la región de estudio sin contemplar la posibilidad de que esta dependencia puede ser más fuerte en unas zonas que en otras, es decir, que no tiene la capacidad para determinar agrupaciones individuales. Sin embargo, dicha limitación es superada por medio del cálculo de los denominados indicadores locales de asociación espacial (LISA) (Moreno Serrano et al. 2002). Estos indicadores tienen como objetivo proporcionar una medida local de similitud entre el valor asociado de cada subárea (un recuento o una proporción de incidencia) y sus vecinos más cercanos (Waller & Gotway 2004).

Para la construcción de los índices LISA, se parte de la fórmula general de los índices globales definida en la ecuación 3-28 dando la siguiente forma básica del LISA para la i-ésima subárea:

$$\sum_{j=1}^{n} w_{ij} sim_{ij} \tag{3-39}$$

De la ecuación 3-39, al igual que en los índices globales, la medida de similitud sim_{ij} define la distribución de cada índice local, y la medida de proximidad w_{ij} explica la estructura de asociación espacial entre las subáreas (Waller & Gotway 2004).

Esta forma básica de LISA representa el i-ésimo sumando en el numerador de la estructura básica de un indicador global de asociación espacial, cumpliendo el requisito de Anselin (1995), el cual establece que los LISA están conectados con los índices globales, ya que se espera que la suma de dichos indicadores locales sea igual (hasta una constante multiplicativa) a un indicador global. Por tanto, esta conexión proporciona un medio para dividir una prueba de agrupación (el índice global) en un conjunto de pruebas para detectar grupos individuales (los LISA). Como resultado, la mayoría de los LISA se definen como versiones locales de índices globales (Waller & Gotway 2004).

De la misma forma que los índices globales, la hipótesis nula de los LISA contrasta la ausencia de autocorrelación espacial o independencia en las observaciones Z_i a

nivel local. Con respecto a la inferencia estadística, si no se cumple el supuesto de normalidad, se hace uso de las pruebas de Monte Carlo basadas en el supuesto de aleatorización y la hipótesis de riesgo constante (Waller & Gotway 2004).

Los valores obtenidos de los índices LISA se pueden visualizar a través de mapas en los cuales se pueden llegar a observar áreas con índices altos o bajos. Los valores altos del LISA sugieren grupos de valores Z_i similares (pero no necesariamente grandes) en varias subáreas, y los valores bajos del LISA indican un grupo con valores extremos en una sola subregión (Waller & Gotway 2004), permitiendo identificar en el mapa zonas calientes o frías (Anselin 1995). Otra forma de visualizar los resultados de los índices LISA es mapeando los valores p obtenidos de estos indicadores, los cuales muestran la significancia de la asociación entre la subárea i y sus vecinos, donde un valor p suficientemente pequeño ($< 0,05$) para el cluster (índice LISA alto) o el valor atípico (índice LISA bajo) sea estadísticamente significativo (Tsai 2012).

Al determinar los valores p para cada LISA de las diferentes subáreas, pueden surgir complicaciones que afectan los resultados con respecto a las significancias estadísticas (Waller & Gotway 2004). Estas complicaciones surgen debido a que los LISA proporcionan pruebas de asociación espacial para cada subárea, y en consecuencia generan lo que comúnmente se conoce como "problema de múltiples hipótesis" (Caldas de Castro & Singer 2006). Para esto se han adaptado los métodos de comparaciones múltiples clásicos como el de Bonferroni y la tasa de error, para controlar el error tipo I (rechazar la hipótesis nula cuando es verdadera). Cabe resaltar, que en el análisis espacial con respecto a las pruebas LISA, las estadísticas locales se calculan a partir de un vecindario establecido por una distancia predeterminada, por lo cual es muy probable que los resultados de las ubicaciones con vecinos comunes estén correlacionados, adicional a esto, debido al número de subáreas, se llevan a cabo cientos o miles de comparaciones. Teniendo en cuenta esto, los métodos de comparaciones múltiples clásicos pueden ser demasiado estrictos, y por consiguiente, se podrían perder significancias estadísticas en zonas que si las tienen (Caldas de Castro & Singer 2006). Aunque se han planteados correcciones de esto métodos con el fin de tratar la dependencia y la gran cantidad de comparaciones múltiples, estas no han abordado completamente el problema (Caldas de Castro & Singer 2006).

Teniendo en cuenta el riesgo que se adopta con respecto al error tipo I, para fines del estudio, se usará el nivel de significancia $\alpha = 0,05$ como la forma más simple para contrastar las hipótesis de autocorrelación espacial, con el fin de identificar zonas significativas que permitan el desarrollo de esta investigación.

- **I de Moran local (I_i)**

  El estadístico local más utilizado es el **I de Moran local** que descompone el índice I de Moran y verifica la dependencia a nivel local en toda la región de estudio. De acuerdo a Anselin (1995) este índice se calcula de la siguiente manera:

$$I_i = \frac{n\sum_{j=1}^{n} w_{ij} sim_{ij}}{\sum_{i=1}^{n}(Z_i - \bar{Z})^2} = \frac{n\sum_{j=1}^{n} w_{ij}(Z_i - \bar{Z})(Z_j - \bar{Z})}{\sum_{i=1}^{n}(Z_i - \bar{Z})^2}$$
$$I_i = \frac{n(Z_i - \bar{Z})\sum_{j=1}^{n} w_{ij}(Z_j - \bar{Z})}{\sum_{i=1}^{n}(Z_i - \bar{Z})^2} \tag{3-40}$$

  Los I_i con resultados positivos indican valores similares de Z_i, ya sean altos o bajos, entre la subárea i y sus vecinos más cercanos, es decir, que hay presencia de clúster o agrupaciones individuales; por otro lado, valores negativos en el índice I_i reflejan las diferencias en los valores de Z_i entre la subárea i con sus vecinos. Por lo tanto, el índice I_i de Moran local muestra la homogeneidad y diversidad de las tasas en la región de estudio (Waller & Gotway 2004).

- **C de Geary local (C_i)**

  Partiendo de la estructura del índice global C de Geary en la ecuación 3-38, se presenta a continuación la fórmula para determinar el estadístico correspondiente al índice local C_i de Geary (Anselin 1995):

$$C_i = \frac{\sum_{j=1}^{n} w_{ij}(Z_i - Z_j)^2}{\frac{\sum_{i=1}^{n}(Z_i - \bar{Z})^2}{n}} \tag{3-41}$$

  Debido a que esta medida es una función de tipo distancia, su interpretación parte de que a pequeñas diferencias, lo cual implica similitud entre las variables en la ubicación i y en la ubicación j, se espera una autocorrelación espacial positiva (Anselin 2017). Este índice puede ser interpretado de la misma manera que el índice I de Moran local (Anselin 2017).

3. Función de correlación espacial

La función de semivariograma permite detectar autocorrelación espacial a través de una función que mide la distancia espacial entre las observaciones Z_i y Z_j (Zhao & Wall 2004). Este método es comúnmente usado en datos geoestadísticos debido a que involucran distancias métricas calculadas de forma continua por toda la zona

de estudio (Zhao & Wall 2004). En la estadística espacial, ha sido posible emplear este método en el análisis de datos lattices, donde la distancia es obtenida mediante los centroides entre cada subárea y a partir de estas se construye la estructura de covarianza espacial (Zhao & Wall 2004).

Dado un proceso espacial discreto $Z(s)$, la estimación por el método de los momentos de la función de semivariograma que mide la autocorrelación de las observaciones en las coordenadas correspondientes a los centroides $s_i = [x_i, y_i]$ y $s_j = [x_j, y_j]$ (x= latitud y y=longitud) para un conjunto de distancias h está dado por (Cressie 1993):

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2}\frac{1}{|N(h)|}\sum_{i,j}^{N(h)}(Z(s_i) - Z(s_j))^2 \qquad (3\text{-}42)$$
$$N(h) = \{(s_i - s_j) : s_i - s_j = h; \quad i, j = 1, \ldots, n\}$$

donde $N(h)$ es el conjunto de pares de observaciones cuyas ubicaciones espaciales están separadas a una distancia h (Cressie 1993). En muchos casos, la distribución de la variable de estudio puede estar irregularmente espaciada, por tanto, en lugar de usar una distancia h específica se toman intervalos de distancias $\{(0, h], (h, 2h], (2h, 3h], ...\}$, y por consiguiente, el semivariograma corresponde a una distancia promedio ($\tilde{h}$) entre las parejas de variables en ubicaciones s_i y s_j, que se encuentran dentro de cada intervalo de distancia (Giraldo Henao 2002). Se debe tener en cuenta que dependiendo del intervalo seleccionado, el semivariograma puede afectarse debido a que el número de pares observado en cada intervalo puede llegar a ser nulo, por tanto, para establecer un intervalo adecuado, se debe seleccionar los valores de h de tal forma que el número de pares $N(h)$ sea mayor a 0 (Emery 2013). Cabe resaltar que exceder el tamaño de los intervalos podría suavizar artificialmente el semivariograma, a tal punto que deja de ser representativo con respecto a los datos (Emery 2013).

Con respecto a la interpretación, el semivariograma es considerado una función de disimilitud que proporciona información sobre la correlación espacial en los datos, el cual parte del criterio que a menor distancia entre las ubicaciones s_i y s_j, se espera que las variables $Z(s_i)$ y $Z(s_j)$ sean similiares, por tanto, la diferencia entre los valores $Z(s_i) - Z(s_j)$ será menor, es decir, que en presencia de autocorrelación espacial se espera que entre menor sea el valor de h, el semivariograma presentará menores valores en comparación a los valores que toma cuando las distancias h se incremetan (Giraldo Henao 2011).

Para el cálculo de los índices de autocorrelación espacial se usará las razones de mortalidad estandarizadas, debido a que las suavizadas pueden afectar las pruebas, las

cuales pueden indicar significancias estadísticas en zonas que realmente no la tienen, es decir, que los riesgos altos (o bajos) en algunas comunas pueden deberse a que estas fueron suavizadas, teniendo en cuenta información de riesgos altos (o bajos) de sus vecinos más cercanos (Gómez-Barroso et al. 2011). Por tanto, la suavización de la razón estandarizada de mortalidad muestra la distribución real de la mortalidad cardiovascular en Cali, y las REM mediante las pruebas de autocorrelación espacial permiten identificar la significancia estadística de los riesgos, indicando la existencia de conglomerados en la zona de estudio (Gómez-Barroso et al. 2011).

4. Metodología

En esta sección se presenta la metodología utilizada en este proyecto, donde inicialmente se plantean las características de la población de estudio, los criterios de inclusión y exclusión para el proceso de depuración, y se describe la base de datos que contiene la información de los casos de mortalidad cardiovascular registrados en Cali durante período 2010-2017; posteriormente se expone la metodología para el análisis estadístico de los datos, en el cual se incluye el análisis exploratorio de datos, el análisis epidemiológico, el análisis espacial de la mortalidad cardiovascular y finalmente se describe su distribución espacial mediante un análisis descriptivo bivariado.

4.1. Tipo de estudio

Esta investigación corresponde a un estudio observacional descriptivo de la mortalidad cardiovascular en Cali.

4.2. Población de estudio

Corresponde a las defunciones registradas en en el período 2010-2017 de residentes en la ciudad de Santiago de Cali (Figura **4-1**), con causa básica de muerte por enfermedades cardiovasculares, según la CIE-10 (Décima Revisión de Clasificación Estadística Internacional de Enfermedades y Problemas relacionados con la Salud) (OPS 1995).

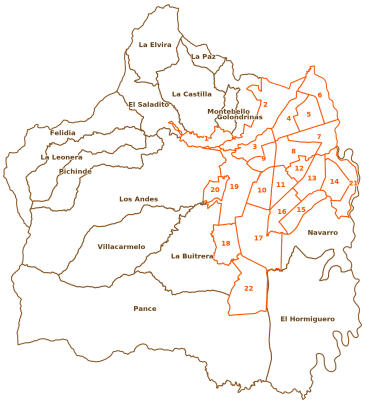


Figura 4-1.: Zona de estudio: Santiago de Cali.
Fuente: Alcaldía de Santiago de Cali

4.3. Base de datos

4.3.1. Fuentes de información

La información utilizada en esta investigación corresponde a los Certificados de Defunción (DANE 2017*a*), en los cuales se registraron todas las muertes ocurridas en Cali durante el período 2010-2017, posteriormente estas fueron digitadas en una base de datos por la Secretaría de Salud Pública Municipal de Cali.

4.3.2. Variables de estudio

A partir del Certificado de Defunción (DANE, 2017*a*), se define a continuación las variables utilizadas en este estudio:

Año: (Cuantitativa-Discreta). Año en que ocurrió la defunción. Esta variable toma valores 2010,...,2017.

Barrio: (Cualitativa-Nominal). Barrio de residencia habitual del fallecido.

Causa básica: (Cualitativa-Nominal). Mecanismo o estado fisiopatológico que produjo la muerte directamente según la CIE-10 (OPS 1995) .

Comuna: (Cualitativa-Nominal). Hace referencia a la comuna de residencia habitual del fallecido. Cali está compuesta de 22 comunas en la zona urbana, valores 1,...,22, y 15 corregimientos en la zona rural, valores entre 51 y 65.

Edad: (Cuantitativa-Discreta). Edad de la persona fallecida, en valores discretos.

Estado civil: (Cualitativa-Nominal). Se refiere al estado conyugal del fallecido: unión libre, separado, viudo, soltero, casado.

Municipio de residencia: (Cualitativa-Nominal). Indica el municipio de residencia habitual del fallecido.

Nivel educativo: (Cualitativa-Ordinal). Es el último año de estudios que aprobó el fallecido, tomando valores como: preescolar, básica primaria, básica secundaria, media académica o clásica, media técnica, normalista, técnica profesional, tecnológica profesional, especialización, maestría, doctorado, ninguno.

Seguridad Social: (Cualitativa-Nominal). Esta variable señala el régimen de seguridad social de salud del fallecido, con categorías: contributivo, subsidiado, excepción, especial, no asegurado.

Sexo: (Cualitativa-Nominal). Indica el sexo de la persona fallecida, sea Masculino o Femenino.

Sitio de defunción: (Cualitativa-Nominal). Indica el sitio donde ocurrió la defunción, tomando valores como: hospital/clínica, centro/puesto de salud, casa/domicilio, lugar de trabajo, vía Pública, otro sitio.

4.3.3. Preparación de la base de datos

La información de los casos de mortalidad en Cali ocurridos durante el período 2010-2017 dada por la Secretaría de Salud Pública de Cali, fue depurada de acuerdo con los criterios de inclusión y exclusión establecidos con el fin de llevar a cabo los objetivos de la investigación.

Criterios de inclusión y exclusión

Los criterios tanto de inclusión como de exclusión tenidos en cuenta en el proceso de depuración de la base de datos para el desarrollo del estudio se presentan a continuación:

- **Criterio de Inclusión**
  1. Personas fallecidas residentes en la ciudad de Cali.
  2. Fallecidos por causa básica enfermedades cardiovasculares según la CIE-10, las cuales se presentan a continuación:

Tabla 4-1.: Clasificación de enfermedades cardiovasculares (CIE-10)

Enfermedades del sistema circulatorio	Código (I00-I99)
Fiebre Reumática aguda y enfermedades cardiacas reumáticas crónicas	I00-I09
Enfermedades hipertensivas	I10-I15
Enfermedades isquémicas del corazón	I20-I25
Enfermedades Cardiopulmonar de la circulación pulmonar y otras formas de enfermedades del corazón	I26-I45, I47-I49, I51
Paro cardiaco	I46
Insuficiencia cardiaca	I50
Enfermedades cerebrovasculares	I60-I69
Aterosclerosis	I70
Otras enfermedades del sistema circulatorio	I71-I99

- **Criterios de Exclusión**
  1. Para el ajuste de las tasas se excluyeron los fallecimientos en los cuales no se registró la edad.
  2. Para el ajuste de las tasas por género, se excluyeron los casos con información de sexo no registradas (vacías o con valor “3”).
  3. Para el ajuste de las tasas por comunas y el análisis espacial, se excluyeron las defunciones con información de comunas no registradas (vacías o con valor “0”) y las correspondientes al perímetro rural (comunas mayores a 22).

El proceso de depuración de la base de datos para el desarrollo de esta investigación se representa en el flujograma de la Figura **4-2**. En la **FASE I**, se observan todas las muertes de los residentes en Cali por cada año de estudio, las cuales oscilan entre 12.760 y 17.088 casos, en la **FASE II**, se encuentran los casos registrados con causa básica de muerte enfermedades cardiovasculares los cuales presentan entre 3.200 y 4.189 fallecimientos, finalmente la **FASE III** corresponde a todas las defunciones con causa básica enfermedades cardiovasculares ocurridas en el perímetro urbano de Cali, presentando un número de muertes entre 3.043 y 3.883.

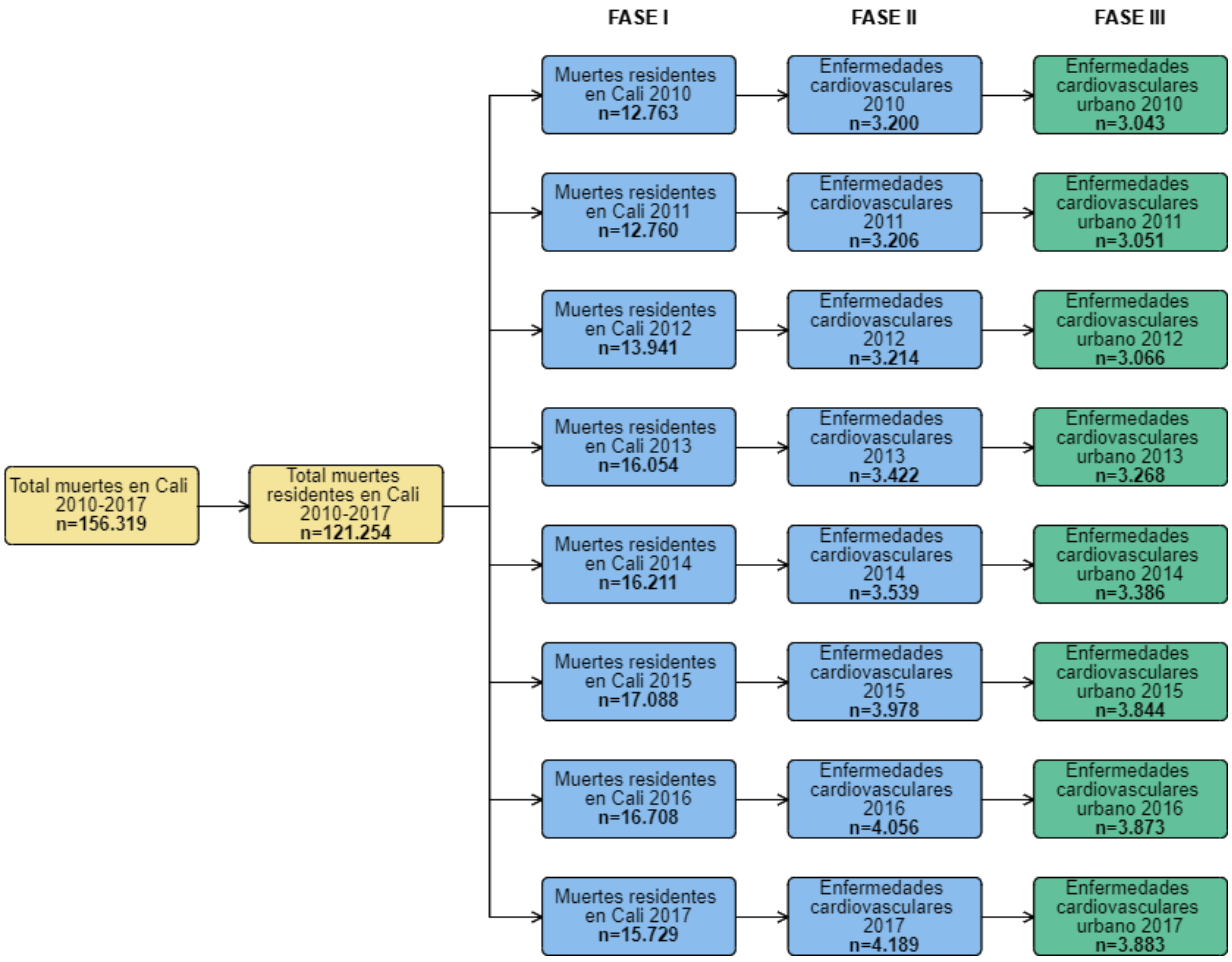


Figura 4-2.: Flujograma de depuración de la base de datos

Las **FASES I** y **II** son utilizadas para el cálculo de las tasas estandarizadas de Cali, por sexo y por enfermedad específica, y la **FASE III** es usada para las tasas estandarizadas por comuna y para el análisis espacial de las razones estandarizadas de mortalidad (REM).

4.4. Análisis Estadístico

En esta sección se explica detalladamente la metodología estadística llevada a cabo para el desarrollo de este trabajo. En el análisis exploratorio se describe la composión de la población y las variables sociodemográficas; luego, tomando como ejemplo el año 2017 en el análisis epidemiológico se especifica el procedimiento para calcular las tasas estandarizadas por el método directo, para identificar el comportamiento de las tasas de mortalidad cardiovascular, por año, sexo y enfermedad cardiovascular específica; posteriormente se describe el desarrollo del análisis espacial mediante la suavización de la razón estandarizada de mortalidad (REM) para cada comuna, con el fin de mapearlas y realizar la función de semivariograma, y las pruebas de autocorrelación espacial como los índices I de Moran, índice Empírico de Bayes (IEB), índice C de Geary e índice de Moran local (I_i). Finalmente se realiza un análisis descriptivo de los grupos de comunas con tasas de mortalidad cardiovascular significativas en Cali.

4.4.1. Análisis exploratorio

Se describió mediante pirámides poblacionales, diagramas de barras y diagramas circulares, la composición de la población de Santiago de Cali por grupos de edad y las causas de muerte en la ciudad para los años 2010 y 2017 a partir de las proyecciones del DANE, también para los años 2010-2017 se realizó un análisis de las variables sociodemográficas del estudio, tales como la edad, el sexo, el estado civil, el nivel educativo, el régimen de afiliación, la entidad administradora de salud, las enfermedades cardiovasculares y el sitio de defunción a través tablas y diagramas de barras.

4.4.2. Análisis epidemiológico

Tasas estandarizadas

Para calcular las tasas estandarizadas de la mortalidad cardiovascular por el método directo, se establecen los siguientes pasos:

1. La variable edad se clasificó como una variable confusora.

2. Se definió el censo poblacional de Cali para el año 2018 como la *población estándar* para comparar las tasas.

3. Las tasas específicas de mortalidad cardiovascular en Cali se calcularon para cada grupo de edad, dividiendo el número de defunciones por enfermedad cardiovascular sobre la proyección poblacional de Cali para cada año.

4. Las tasas específicas se multiplicaron por la población estándar en cada grupo de edad y se dividieron por 100.000 habitantes, obteniendo así, el número esperado de casos de mortalidad cardiovascular por cada grupo de edad.

Tabla 4-2.: Tasa de mortalidad cardiovascular en Cali en el año 2017

Edad	Población Estándar	Número de muertes Cali	Tasa de mortalidad específica por edad por 100.000 hab.	Número esperado de muertes	Población Total en Cali 2017
0 a 4 años	97.959	4	2,26	2,21	177.030
5 a 9 años	107.548	2	1,12	1,21	178.250
10 a 14 años	118.039	2	1,08	1,28	184.729
15 a 19 años	136.581	4	2,03	2,77	196.974
20 a 24 años	160.271	13	6,32	10,12	205.830
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
70 a 74 años	51.623	402	747,84	386,06	53.755
75 a 79 años	38.309	588	1.516,28	580,87	38.779
80 a 84 años	27.014	656	2.875,18	776,7	22.816
85 y mas años	24.818	1.386	7.902,39	1961,21	17.539
Total	**1.822.869**	**4.189**	**173,09**	**4.692,36**	**2.420.114**

5. Por último, la tasa ajustada de la mortalidad cardiovascular en Cali para cada año es la división del total de casos esperados sobre el total de la población estándar.

Los resultados de los pasos **1** al **4** se presentan en la Tabla **4-2**.

Por consiguiente, la tasa estandarizada de la mortalidad cardiovascular en Cali, en el año 2017 es:

$$\frac{\text{Total esperado de muertes}}{\text{Total población estándar}} * 100.000 \text{ hab} = \frac{4.692{,}36}{1.822.869} * 100.000 \text{ hab} = 257{,}4161$$

De esta misma manera se calcularon las tasas estandarizadas por comunas, las cuales se presentan en la Tabla **4-3**.

Tabla 4-3.: Tasa de mortalidad cardiovascular estandarizada por comunas de Cali en el año 2017

Comuna	Tasa de mortalidad cardiovascular estandarizada por 100.000 hab.
1	160,3383
2	165,6380
3	220,2975
4	288,5059
5	184,0295
6	197,9530
7	346,0982
8	234,2826
9	278,5546
10	247,9960
11	232,0498
12	214,7522
13	304,6138
14	347,6897
15	364,0514
16	291,9820
17	219,4568
18	222,3139
19	212,2808
20	239,1471
21	397,3550
22	507,1553

El mismo procedimiento se realizó para el cálculo de las tasas por enfermedad cardiovascular y por sexo. Finalmente, se graficaron las tasas estandarizadas de mortalidad cardiovascular de Cali, por comuna, por enfermedad y por sexo, para el período 2010-2017.

Para determinar los cambios en las tasas (de Cali, por comuna, por enfermedad y por sexo) a través del tiempo, se estimó el porcentaje de cambio (PC) de la tasa en el período de estudio, esto se hace dividiendo la diferencia entre la tasa del año 2017 y 2010, sobre la tasa 2010. Lo anterior se multiplicó por 100 para obtener valores porcentuales del cambio en el tiempo.

$$\text{PC} = \frac{(Tasa_{2017} - Tasa_{2010})}{Tasa_{2010}} = \frac{(257,4161 - 235,9329)}{235,9329} * 100 = 9,1056\,\%$$

El porcentaje de cambio (PC) de Cali, indica que la tasa estandarizada por enfermedad cardiovascular incrementó 9,1056 %, entre los años 2010 y 2017.

Adicional a esto, se calculó el porcentaje promedio anual:

$$\frac{\sum_{i=1}^{m-1} \text{Porcentaje de cambio } i}{m-1} = \frac{9,3746}{7} = 1,3392\,\%$$

En promedio la tasa de mortalidad cardiovascular en Cali, aumentó un 1,3392 % anualmente.

4.4.3. Análisis espacial

En el análisis espacial se ejemplifica la metodología usando el año 2017, donde inicialmente se calcularon las razones estandarizadas de mortalidad (REM), y se suavizaron por el método empírico de Bayes, luego se representaron gráficamente a través de mapas con el fin de observar su distribución espacial y posteriormente se determinó su autocorrelación espacial a través de pruebas estadísticas.

Razón estandarizada de mortalidad (REM)

La razón estandarizada de mortalidad (REM) cardiovascular para cada comuna, se calculó a partir del método de estandarización indirecto, para el cual se establecieron los siguientes pasos:

1. Se calcularon las tasas por edad, de mortalidad cardiovascular específica de Cali para el año 2018, las cuales se utilizaron como *tasas específicas de referencia*.

2. Los casos esperados de mortalidad cardiovascular para cada grupo de edad, se calcularon multiplicando la población de Cali en cada grupo de edad por la tasa específica de referencia, y dividiendo por 100.000 habitantes.

Tabla 4-4.: Razón estandarizada de mortalidad cardiovascular de la comuna 1 en Cali para el año 2017

Edad	Tasa de mortalidad cardiovascular por edad, por 100.000 hab. en Cali 2018	Población en comuna 1, 2017	Número de muertes Cali	Número esperado de muertes
0 a 4 años	1,02	9899	0	0,1
5 a 9 años	0	9027	0	0
10 a 14 años	1,69	8431	0	0,14
15 a 19 años	4,39	8436	0	0,37
20 a 24 años	3,74	8112	0	0,3
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
70 a 74 años	817,47	1635	6	13,37
75 a 79 años	1427,86	1160	11	16,56
80 a 84 años	2539,42	708	14	17,98
85 años o más	5866,71	637	32	37,37
Total	**232,55**	**94335**	**85**	**128,57**

3. Finalmente, la razón estandarizada de mortalidad cardiovascular para cada comuna, se obtuvieron tomando como numerador el total de los casos ocurridos en la comuna i, y como denominador, el total de casos esperados de muertes cardiovasculares en la comuna i, $i = 1, \ldots, 22$.

Por tanto, la razón estandarizada de mortalidad cardiovascular de la comuna 1 en Cali en el año 2017 es:

$$REM_{\text{comuna 1}} = \frac{\text{Total casos observados}}{\text{Total casos esperados}} * 100 = \frac{85}{128{,}6} * 100 = 66,110\,\%$$

El valor de la REM, indica que el riesgo de morir por enfermedades cardiovasculares en la comuna 1 para el año 2017 es 33,89 % menos de lo que se esperaría, según los estándares de mortalidad cardiovascular en Cali.

Suavización de las REM

Para reducir la variabilidad que se puede presentar en las razones estandarizadas de mortalidad, se procedió a suavizar dichas razones por el método empírico de Bayes descrito en la ecuación 3-17. A continuación, para el desarrollo e ilustración de la metodología, se presentará el cálculo del año 2017, para la comuna 1 de Cali.

Inicialmente se identificaron los vecinos de cada comuna que comparten un límite en común, como se muestra en la Figura **4-3** y Tabla **4-5**.

Tabla 4-5.: Vecinos de cada comuna

Comuna	Vecinos
1	2,19
2	1,3,4,6,19
3	2,4,8,9,19
4	2,3,5,6,7,8
5	4,6,7
6	2,4,5,7
7	4,5,6,8,13,21
8	3,4,7,9,11,12
9	3,8,10,19
10	9,11,17,19
11	8,10,12,13,16
12	8,11,13
13	7,11,12,14,15,16,21
14	13,15,21
15	13,14,16
16	11,13,15,17
17	10,16,18,19,22
18	17,19,22
19	1,2,3,9,10,17,18,20
20	19
21	7,13,14
22	17,18

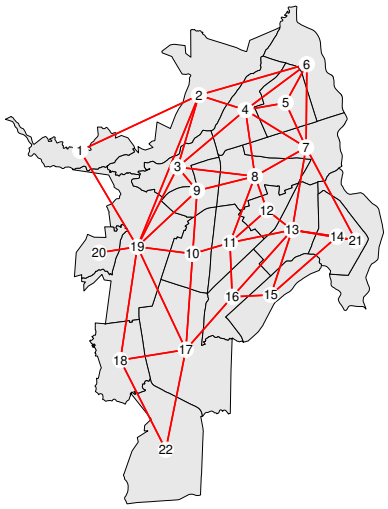


Figura 4-3.: Vecindario por comuna

De la Figura **4-3** y Tabla **4-5** se tienen los vecinos para cada comuna, a partir de los cuales se creó un vecindario para cada una de ellas, por ejemplo, el vecindario correspondiente a la comuna 1 está compuesto por las comunas 1, 2 y 19, y posteriormente

se determinaron los parámetros para la estimación local asociados a este vecindario.

A continuación se estiman los parámetros de suavización para la comuna 1. Teniendo en cuenta la reparametrización realizada en la ecuación 3-23 para las razones estandarizadas de mortalidad ($\hat{\rho}_i = \frac{Z_i}{E_i}$), las siguientes estimaciones son calculadas a partir de los casos observados (Z_i) y los casos esperados (E_i) (Meza 2003):

$$\tilde{m}_{(1)} = \frac{\sum_{j=1}^{n_{(1)}} Z_j}{\sum_{j=1}^{n_{(1)}} E_j} = \frac{Z_1 + Z_2 + Z_{19}}{E_1 + E_2 + E_{19}} = 0{,}7775940$$

Donde $n_{(i)}$ es el conjunto de comunas que conforman el vecindario de la comuna i, $i = \{1, 2, \ldots, 22\}$. El vecindario para la comuna 1 está compuesto por: $n_{(1)} = \{1, 2, 19\}$.

$$s^2_{(1)} = \frac{\sum_{j=1}^{n_{(1)}} E_j(\hat{\rho}_j - \tilde{m}_{(1)})^2}{\sum_{j=1}^{n_{(1)}} E_j} = \frac{E_1(\hat{\rho}_1 - \tilde{m}_{(1)})^2 + E_2(\hat{\rho}_2 - \tilde{m}_{(1)})^2 + E_{19}(\hat{\rho}_{19} - \tilde{m}_{(1)})^2}{E_1 + E_2 + E_{19}}$$

$$s^2_{(1)} = 0,012772639$$

$\bar{E}_{(1)} = \frac{\sum_{j=1}^{n_{(1)}} E_j}{N_{(1)}}$; donde $N_{(1)}$ es el número total de subáreas dentro del vecindario (1)

$$\bar{E}_{(1)} = \frac{E_1 + E_2 + E_{19}}{3} = 257,6323$$

$$\tilde{v}_{(1)} = s^2_{(1)} - \frac{\tilde{m}_{(1)}}{\bar{E}_{(1)}} = 0,009754407$$

$$\tilde{C}_{(1)} = \frac{\tilde{v}_{(1)}}{\tilde{v}_{(1)} + \frac{\tilde{m}_{(1)}}{E_1}} = \frac{0,009754407}{0,009754407 + \frac{0,7775940}{128,5737504}} = 0,617279578$$

$$\tilde{\rho}_{(1)} = \tilde{m}_{(1)} + \tilde{C}_{(1)}(\hat{\rho}_1 - \tilde{m}_{(1)}) = 0,7775940 + 0,617279578(0,661099173 - 0,7775940)$$

$$\tilde{\rho}_{(1)} = 0,7056841$$

La estimación de la razón estandarizada de mortalidad cardiovascular en Cali se multiplicó por 100, por tanto la REM suavizada de la comuna 1 por el método empírico de Bayes es $\tilde{\rho}_{(1)} = 70,57\,\%$.

Las estimaciones por el método de los momentos para la razón estandarizada de mortalidad cardiovascular de las 22 comunas de Cali en el año 2017, se presentan a continuación en la Tabla **4-6**:

Tabla 4-6.: Estimaciones por el método de los momentos, para la suavización empírico bayesiana de la razón estandarizada de mortalidad cardiovascular en Cali, en el año 2017.

Comuna i	$REM_{(i)}$	$\tilde{m}_{(i)}$	$s^2_{(i)}$	$\tilde{E}_{(i)}$	$\tilde{v}_{(i)}$	$\tilde{C}_{(i)}$	$\tilde{\rho}_{(i)} * 100$
1	66,1099	0,7776	0,0128	257,6323	0,0098	0,6173	70,5684
2	68,811	0,8509	0,0264	207,226	0,0223	0,8916	70,5759
3	94,0168	0,9253	0,0304	206,5951	0,0259	0,7844	93,6967
4	123,9238	0,9196	0,0573	187,3487	0,0524	0,8703	119,7777
5	70,3637	1,0097	0,0825	158,7137	0,0762	0,9237	72,6977
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
18	90,6021	0,9146	0,0193	215,9676	0,015	0,7461	90,8198
19	90,7936	0,888	0,0211	171,5602	0,0159	0,8556	90,5057
20	101,8742	0,9339	0,0071	132,1565	0	0	93,3898
21	156,7604	1,3878	0,0306	49,5515	0,0026	0,1225	140,9831
22	174,6197	0,9194	0,0658	24,2752	0,0279	0,3914	124,3063

En la Figura **4-4** se comparan las REM estandarizadas con las REM suavizadas (estimación bayesiana empírica); se observa que no hay una relación lineal perfecta entre estas dos, por ejemplo, el valor más alto en la REM se presentó en la comuna 22, y al ser suavizada su valor se redujo por debajo del de las comunas 7, 14, 15 y 21, lo que indica que las REM cardiovasculares suavizadas corrigen la variación de la población, y por lo tanto, las razones estandarizadas de mortalidad por el método empírico bayesiano, fueron utilizadas para el desarrollo del análisis espacial, con el fin de tener resultados que permitan identificar correctamente las regiones de riesgos altos o bajos de mortalidad cardiovascular en Cali.

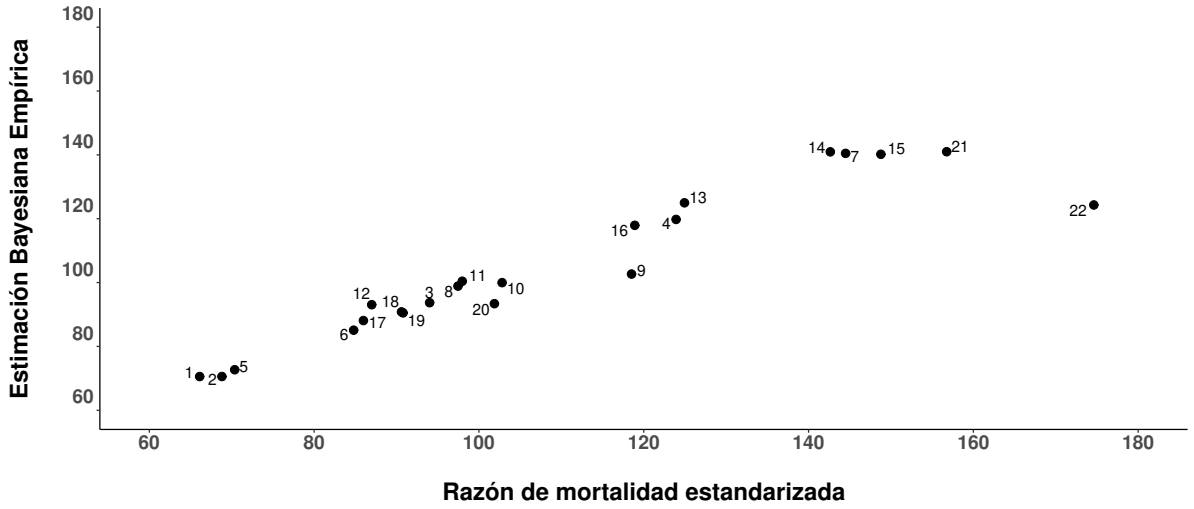


Figura 4-4.: Razón estandarizada de mortalidad suavizada y Razón estandarizada de mortalidad cardiovascular en Cali en el año 2017

Matriz de proximidad

Para determinar las pruebas de autocorrelación espacial se debe encontrar la matriz de proximidad, la cual se calculó a partir de las distancias inversas ($w_{ij} = d_{ij}^{-\gamma}$, $\gamma = 1$) presentadas a continuación para la comuna 1 con sus vecinos más cercanos (2 y 19):

$$w_{1,2} = \frac{1}{d_{1,2}}; \quad \text{donde} \quad d_{1,2} = \sqrt{(1061354 - 1056762)^2 + (875996,1 - 873848,8)^2} = 5069,85$$
$$w_{1,2} = \frac{1}{5069,85} = 0,000197 \tag{4-1}$$

$$w_{1,19} = \frac{1}{d_{1,19}}; \quad \text{donde} \quad d_{1,19} = \sqrt{(1058971 - 1056762)^2 + (870135 - 873848,8)^2} = 4321,08$$
$$w_{1,19} = \frac{1}{4321,08} = 0,000231 \tag{4-2}$$

Los valores utilizados para calcular la distancia euclidiana entre la comuna 1 y sus vecinos (d_{ij}) corresponden a las coordenadas en metros de los centroides de estas comunas.

De esta forma, se calcularon los pesos de las demás comunas y sus vecinos más cercanos, y se obtuvo la siguiente matriz de proximidad espacial $\mathbf{W}$:

$$\mathbf{W} = \begin{bmatrix}
0 & 0,000197 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0,000231 & 0 & 0 & 0 \\
0,000197 & 0 & 0,000345 & 0,00053 & 0 & 0,00023 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0,000158 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0,000345 & 0 & 0,000292 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0,00029 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0,00053 & 0,000292 & 0 & 0,000633 & 0,000337 & 0,000363 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0,000633 & 0 & 0,000586 & 0,000527 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0,00023 & 0 & 0,000337 & 0,000586 & 0 & 0,00031 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0,000363 & 0,000527 & 0,00031 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0,000245 & 0 \\
0 & 0 & 0,000332 & 0,000386 & 0 & 0 & 0,000441 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0,000845 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0,000316 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0,000269 & 0 & 0,000464 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0,000478 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0,000309 & \dots & 0,000288 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0,000401 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0,001359 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0,000668 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0,000368 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0,000368 & 0 & 0,00039 & 0,000227 & 0 & 0 & 0,000253 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0,00039 & 0 & 0,000225 & 0 & 0 & 0,000258 \\
0,000231 & 0,000158 & 0,00029 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0,000227 & 0,000225 & 0 & 0,000667 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0,000667 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0,000245 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0,000253 & 0,000258 & 0 & 0 & 0 & 0
\end{bmatrix}$$

Las coordenadas de los centroides de las comunas se obtuvieron mediante el software estadístico "R", utilizando la función "coordinates" del paquete "sp". Estos centroides fueron utilizados para el cálculo de los métodos de autocorrelación espacial: índices globales, locales y el semivariograma.

Métodos de autocorrelación espacial

A partir de la matriz de proximidad **W** y las razones estandarizadas de mortalidad (REM), calculadas anteriormente, se determinaron las pruebas de autocorrelación espacial globales y locales de las comunas de Cali, con el fin de contrastar las hipótesis de riesgo constante. A continuación para ilustrar esta metodología, se presentará el cálculo para el año 2017.

1. **Métodos basados en índices globales de autocorrelación espacial:**
   - **Índice I de Moran:**
     El estadístico del índice I de Moran se calculó a partir de la ecuación 3-29 para la razón estandarizada de mortalidad (REM). La sim_{ij} calculadas para las comunas 1 y 2 se presentan a continuación:

$$\begin{aligned} sim_{12} &= (REM_1 - \overline{REM})(REM_2 - \overline{REM}) \\ sim_{12} &= (66,10992 - 108,7353)(68,81099 - 108,7353) = 1701,793 \end{aligned} \tag{4-3}$$

     El mismo procedimiento se realizó para la comuna i y la comuna j.

$$s^2 = \frac{1}{22}\sum_{i=1}^{22}(REM_i - \overline{REM})^2 = \frac{1}{22}(19011) = 864,1365 \tag{4-4}$$

$$I = \frac{1}{s^2}\frac{\sum_{i=1}^{22}\sum_{j=1}^{22} w_{ij} sim_{ij}}{\sum_{i=1}^{22}\sum_{j=1}^{22} w_{ij}} = \frac{1}{864,1365}\left(\frac{7,313394}{0,03957237}\right) = 0,2138674 \tag{4-5}$$

     El valor de este estadístico I es comparado con la distribución de referencia simulada con n=999 por el método de Monte Carlo, el cual presentó un valor p=0,046 menor al nivel de significancia $\alpha = 0,05$, por tanto, hay suficiente evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula de riesgos constantes, es decir, que existe autocorrelación espacial entre las razones estandarizadas de mortalidad cardiovascular en todo Cali, para el año 2017.

- **Índice Empírico de Bayes (IEB)**
  El estadístico IEB se calculó a partir del método de los momentos (ecuaciones 3-35), donde en comparación al índice I de Moran, esta prueba tiene en cuenta la heterogeneidad de la población.

$$\tilde{m}_\theta = \frac{\sum_{i=1}^{22} Z_i}{\sum_{i=1}^{22} E_i} = \frac{3883}{3811,747} = 1,018693 \tag{4-6}$$

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^{22} E_i (REM_i - \tilde{m}_\theta)^2}{\sum_{i=1}^{22} E_i} = \frac{237,5359}{3811,747} = 0,06231681 \tag{4-7}$$

$$\begin{aligned} &\tilde{v}_\theta = s^2 - (\tilde{m}_\theta / \bar{E}) = 0,06231681 - 0,00587952 = 0,05643729 \\ &\text{donde} \quad \bar{E} = \frac{\sum_{i=1}^{22} E_i}{22} = 173,2612 \end{aligned} \tag{4-8}$$

A continuación se determinó la varianza de la razón estandarizada de mortalidad ($var(REM_i)$) y se estandarizó la REM_i de la comuna i (X_i). Como ejemplo se presentan los cálculos para la comuna 1:

$$var(REM_1) = \tilde{v}_\theta + \tilde{m}_\theta / E_1 = 0,05643729 + 1,018693/128,57375 = 0,06436032 \tag{4-9}$$

$$\begin{aligned} &X_1 = \frac{REM_1 - \tilde{m}_\theta}{\sqrt{var(REM_1)}} = \frac{0,6610992 - 1,018693}{\sqrt{0,06436032}} = -1,4095510674; \\ &\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^{22} X_i}{22} = 0,23579 \end{aligned} \tag{4-10}$$

Se realizó este mismo procedimiento para las demás comunas i y al estandarizarlas se calcularon las similitudes (sim_{ij}) entre la comuna i y la comuna j. Para el caso de las comuna 1 y 2 se tiene:

$$sim_{12} = X_1 X_2 = 1,907382 \tag{4-11}$$

Finalmente, reemplazando en la ecuación 3-37 las estimaciones calculadas anteriormente, se obtuvo el siguiente estadístico de autocorrelación espacial:

$$IEB = \frac{22}{\sum_{i=1}^{22}\sum_{j=1}^{22} w_{ij}} \frac{\sum_{i=1}^{22}\sum_{j=1}^{22} w_{ij} X_i X_j}{\sum_{i=1}^{22}(X_i - \bar{X})^2} \tag{4-12}$$

$$IEB = \frac{22}{0,03957237}\left(\frac{0{,}01540414}{26,86713}\right) = 0,3187475$$

Al comparar el valor de este estadístico IEB con la distribución de referencia obtenida mediante la simulación del método de Monte Carlo con n=999, se tiene que el valor p=0,02 es menor al nivel de significancia $\alpha = 0,05$, por tanto hay suficiente evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula de riesgos constantes, es decir, que existe autocorrelación espacial entre las razones de mortalidad cardiovascular en las comunas de Cali para el año 2017.

- **Índice C de Geary:**
  Este índice se calculó a partir de las distancias de las razones estandarizadas de mortalidad entre la comuna i y la comuna j. Inicialmente se determinó la similitud entre las comunas, como ejemplo, para la comuna 1 y la comuna 2 se tiene:

$$sim_{12} = (REM_1 - REM_2)^2 = 7,295805 \tag{4-13}$$

Se realizó el mismo procedimiento para las 22 comunas de Cali y a continuación se calculó el índice C de Geary para el año 2017, según la ecuación 3-38:

$$C = \frac{19}{2\sum_{i=1}^{22}(REM_i - \overline{REM})^2} \frac{\sum_{i=1}^{22}\sum_{j=1}^{22} w_{ij}(REM_i - REM_j)^2}{\sum_{i=1}^{22}\sum_{j=1}^{22} w_{ij}} \tag{4-14}$$

$$C = \frac{19}{2(19011)}\left(\frac{38,76758}{0,03957237}\right) = 0,5410792$$

Comparando este estadístico (C) con la distribución de referencia construída a partir del método de Monte Carlo con n=999, se tiene que el valor p=0,004 es menor al nivel de significancia $\alpha = 0,05$, por lo tanto, hay suficiente evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula de riesgos constantes, es decir, que

existe autocorrelación espacial entre las razones de mortalidad cardiovascular en las comunas de Cali para el año 2017.

2. **Métodos basados en indicadores de asociación espacial (LISA):**
   Para el cálculo de los índices locales se tiene en cuenta la información del vecindario (Tabla **4-5** y Figura **4-3**) de cada comuna i.

   - **Índice I de Moran local (I_i)**
     A continuación se calculó el índice de Moran local de la comuna 1:

$$I_i = \frac{22(REM_i - \overline{REM}) \sum_{j=1}^{22} w_{ij}(REM_j - \overline{REM})}{\sum_{i=1}^{22}(REM_i - \overline{REM})^2} \tag{4-15}$$

$$I_1 = \frac{22(66,10992 - 108,7353)(-0,01202701)}{19011} = 0,0005932581$$

     Este procedimiento se realizó para el vecindario de cada comuna i y de esta manera se obtuvieron los estadísticos I_i.

     El valor del índice I_1 obtenido para la comuna 1 con signo positivo, indica que la razón estandarizada de esta comuna presenta un valor similar (alto o bajo) a las REM de sus comunas vecinas, por tanto, esta comuna hace parte de un clúster, adicional a esto, se realizó la distribución de referencia mediante la simulación de Monte Carlo con n=999, del cual se obtuvo para la comuna 1, un valor p=0,036 menor al nivel de significancia $\alpha = 0,05$, en consecuencia, hay suficiente evidencia estadística para rechazar la hipótesis de riesgo constante en el vecindario 1, es decir, que el clúster al que pertenece la comuna 1 es estadisticamente significativo con respecto a los riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular.

   - **Índice C de Geary local (C_i)**
     El desarrollo del cálculo de este índice se presenta a continuación tomando como ejemplo la comuna 1:

$$C_1 = \frac{19 \sum_{j=1}^{n} w_{ij}(REM_1 - REM_j)^2}{\sum_{i=1}^{n}(REM_i - \overline{REM})^2} \tag{4-16}$$

$$C_1 = \frac{19(0,1424416)}{19011} = 0,0001648369$$

Este mismo procedimiento se realizó para las demás comunas. Con respecto a la significancia estadística, se realizaron simulaciones de Monte Carlo con n=999 mediante el software GeoDa versión 1.14.0.0, del cual se obtuvo para la comuna 1 un valor p=0,036, siendo menor al nivel de significancia $\alpha = 0,05$, por tanto, hay suficiente evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación espacial en el vecindario 1, es decir, que la comuna 1, en el año 2017, pertenece a un clúster de comunas con riesgos significativos.

3. Función de correlación espacial

Mediante la función de semivariograma se explora si existe o no autocorrelación espacial en la zona de estudio. Partiendo de los T intervalos $\{[0,h],(h,2h],(2h,3h],...\}$ donde $h = 1000$ metros, se contruye a continuación, la función de semivariograma para el primer intervalo $[0,1000]$:

En primera instancia el par de comunas 14 y 21, tienen distancias entre 0 y 1000 metros, teniendo en cuenta esto, el promedio de distancias ($\tilde{h}_T$) de este par de comunas que hace parte de dicho intervalo, es:

$$\tilde{h_1} = \frac{(s_{14} - s_{21})}{1} = \frac{735,6887}{1} = 735,6887, \tag{4-17}$$

de esta manera,

$$\begin{aligned} \hat{\gamma}(\tilde{h}_1) &= \frac{1}{2}\frac{1}{|N(\tilde{h}_1)|}(REM_{14} - REM_{21})^2 \\ \hat{\gamma}(\tilde{h}_1) &= \frac{1}{2(1)}(199,4013) = 99,70065, \end{aligned} \tag{4-18}$$

donde $|N(\tilde{h}_1)| = 1$, es el número de pares de comunas que tienen una distancia promedio ($\tilde{h}_1$) dentro del intervalo $[0,1000]$. Se realiza este mismo procedimiento con los demás intervalos.

La función de semivariograma se grafica con respecto a las distancias promedio de las parejas s_i y s_j que se encuentran dentro de cada intervalo.

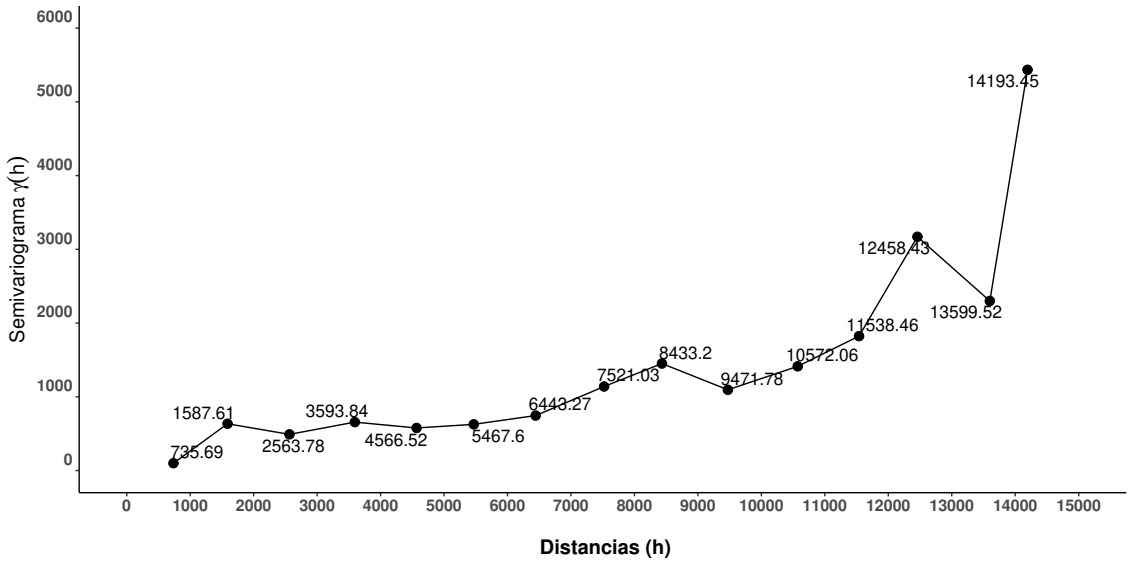


Figura 4-5.: Función de semivariograma en Cali para el año 2017

Teniendo en cuenta la primera ley de geografía de Tobler (1970), en la cual se expone que *"todo está relacionado con todo lo demás, pero las cosas cercanas están más relacionadas que las cosas distantes"*, se observa que en general, a distancias pequeñas, la diferencia entre $Z(s_i)$ y $Z(s_j)$ es mínima debido a que sus valores son similares, por lo cual, el semivariograma presenta valores pequeños y a medida que aumentan esas distancias el semivariograma va tomando valores más altos, por tanto, se evidencia correlación espacial de las variables con sus vecinos más cercanos.

5. Resultados

En esta sección se presenta inicialmente la fase exploratoria de las muertes por enfermedades cardiovasculares de residentes de la ciudad de Cali, en el período 2010-2017. Después, se muestra el análisis epidemiológico de la mortalidad por enfermedades cardiovasculares, luego se exponen los resultados obtenidos en el análisis espacial de la mortalidad cardiovascular, indicando el tipo de patrón correspondiente a la distribución espacial de las tasas en el período de estudio. Finalmente, se presenta la descripción de los grupos de comunas que presentaron autocorrelación espacial.

5.1. Análisis exploratorio

En la Figura **5-1** se presenta la distribución poblacional por edad quinquenal de Cali en los años 2010 y 2017 correspondientes a las proyecciones del DANE, y se muestra la composición poblacional de Cali, del censo 2018. Se observa que en el año 2010 la población total de Cali fue de 2'244.668, de la cual el 52,18 % (1'171.172) corresponde a la población femenina y 47,82 % (1'073.496) a la población masculina. Por otro lado, en el año 2017 la población total de Cali fue de 2'420.114, donde el 52,20 % (1'263.275) fueron mujeres y el 47,80 % (1'156.839) hombres, ambos años presentaron aproximadamente el mismo porcentaje de población en cada sexo, siendo la población de mujeres mayor a la de los hombres.

Con respecto a la composición de la población por edad, en el año 2010, el mayor porcentaje se encuentra concentrado en el grupo de edad 15-19 años, con un porcentaje de 8,99 % (201.826) de la población, mientras que en el año 2017, el mayor porcentaje se encuentra entre los 20 y 24 años con un valor de 8,51 % (205.830). También se observó que en los años 2010 y 2017, el 58,82 % (174.313) y el 55,38 % (194.685), respectivamente, de las personas tienen menos de 34 años.

Debido a que la población en Cali está distribuida asimétricamente (mayor población joven que adulta) en ambos años, es necesario controlar la variabilidad que genera la edad sobre el cálculo de las tasas mediante el método de estandarización.

Como se mencionó en la sección 3.2.1 de estadística en epidemiología, en el método de estandarización es importante seleccionar una población estándar adecuada para el cálculo de

las tasas. En la Figura **5-1** se observa que las proyecciones 2010 y 2017 están sobre-estimadas con respecto al censo poblacional 2018 de Cali. Por tanto, para mayor precisión de las tasas estandarizadas se usó la población censada en el año 2018 como la población de referencia.

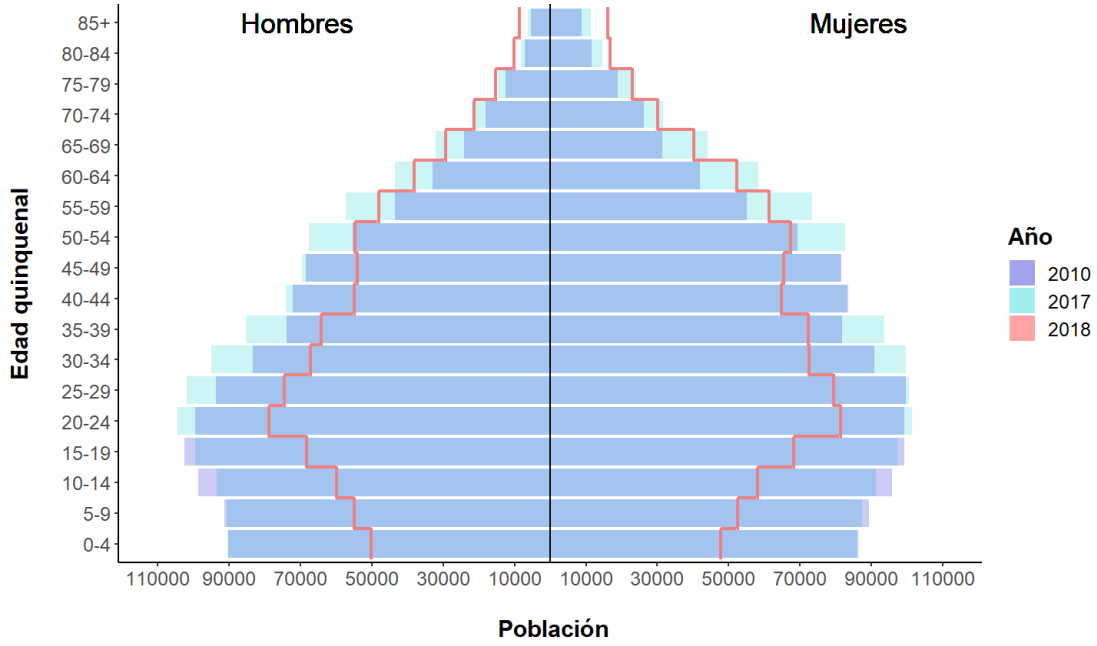
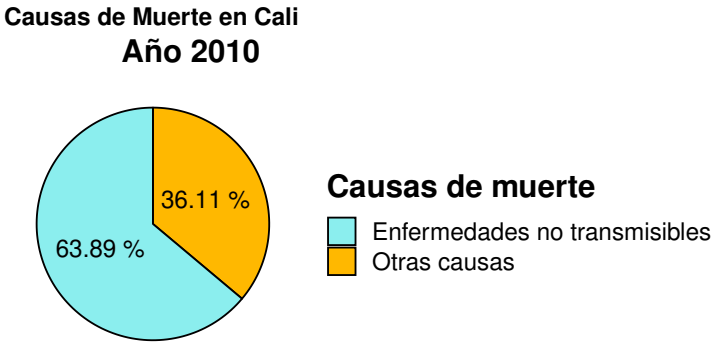
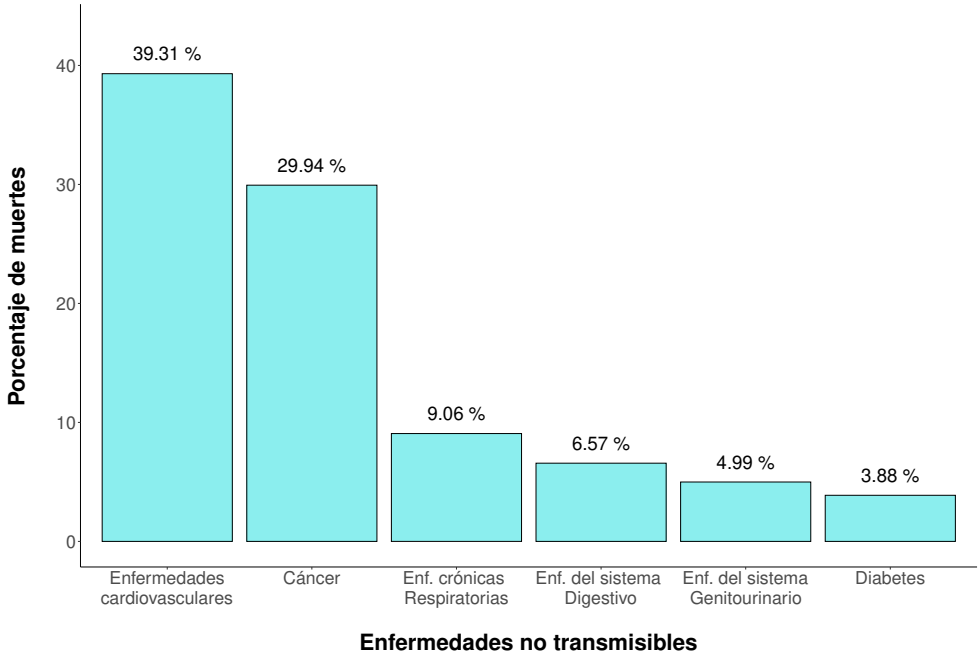


Figura 5-1.: Pirámide poblacional del censo poblacional 2018 y proyeciones poblacionales de Cali en los años 2010 y 2017

En el año 2010, se presentaron 12.763 defunciones de residentes en Cali, de las cuales el 63,89 % (8.154) fueron ocasionadas por Enfermedades no Transmisibles (ENT) y el 36,11 % (4.609) por otras causas (Figura 5.2(a)). De las muertes por enfermedades no transmisibles (Figura 5.2(b)), el 39,31 % (3.205) de los casos se debieron a enfermedades cardiovasculares, el 29,94 % (2.441) a cáncer, el 9,06 % (739) a enfermedades crónicas respiratorias, el 6,57 % (536) a enfermedades del sistema genitourinario, el 3,88 % (316) a diabetes y el 6,25 % (510) fueron a causa de otras enfermedades no transmisibles. Las principales enfermedades no transmisibles causantes de muertes en Cali en el año 2010 coinciden con lo planteado por la Organización Mundial de la Salud (OMS 2018).



(a) Mortalidad por todas las causas

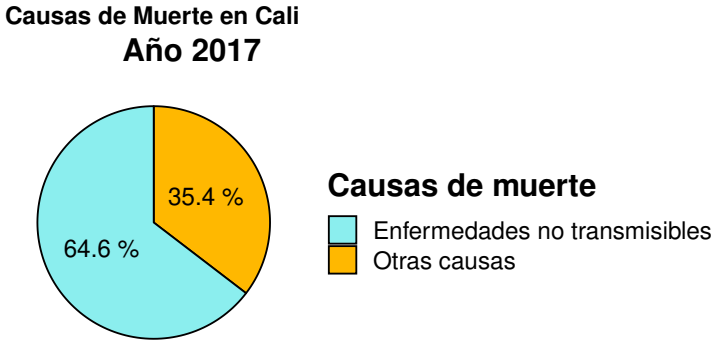


(b) Mortalidad por las principales enfermedaes no transmisibles

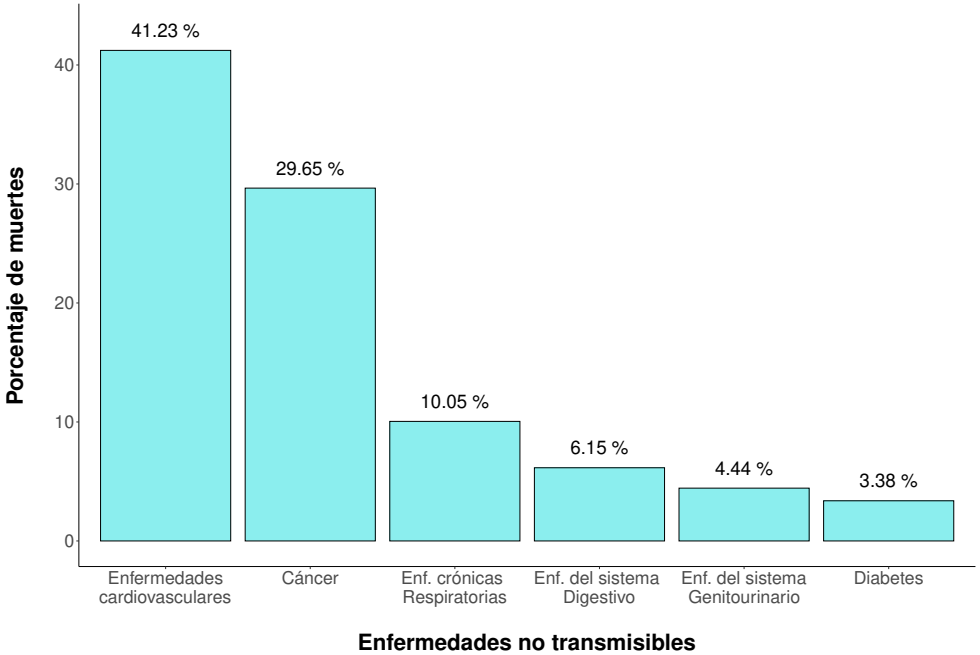
Figura 5-2.: Causas de muerte en Cali, año 2010

En el año 2017, se presentaron 15.729 muertes de residentes en Cali, de las cuales el 64.60 % (10.161) fueron a causa de Enfermedades no Transmisibles (ENT) y el 35,40 % (5.568) por otras causas (Figura 5.3(a)). De los casos con causa básica de muerte enfermedades no transmisibles (Figura 5.3(b)), el 41,23 % (4.189) fueron ocasionadas por enfermedades cardiovasculares, el 29,65 % (3.013) por cáncer, el 10,05 % (1.021) por enfermedades crónicas respiratorias, el 6,15 % (625) por enfermedades del sistema digestivo, el 4,44 % (451) por enfermedades del sistema genitourinario, el 3,38 % (343) por diabetes y el

5,11 % (519) por otras enfermedades no transmisibles. Los fallecimientos en Cali en el 2017 con causa básica de muerte enfermedades no transmisibles concuerdan con las principales ENT causantes de muerte en el mundo, según lo planteado por la Organización Mundial de la Salud (OMS 2018).



(a) Mortalidad por todas las causas



(b) Mortalidad por las principales enfermedades no trasmisibles

Figura 5-3.: Causas de muerte en Cali, año 2017

En la Tabla **5-1** se describe la composición de la población de estudio para los años 2010-2017, período en el cual se registraron 121.254 defunciones de residentes de la

ciudad de Cali, presentando 23,76 % (28.804) como causa básica de muerte la enfermedad cardiovascular; de estos, el 51,50 % (14.834) fueron mujeres y 48,50 % (13.969) hombres. Adicional a esto, se observa que los porcentajes por sexo es similar en cada uno de los años, sin embargo, se podría decir que tienden a haber mayores casos de mortalidad cardiovascular en mujeres que en hombres.

Tabla 5-1.: Mortalidad cardiovascular en Cali, por año

Año	**Mortalidad en Cali**	**Mortalidad Cardiovascular en Cali**	**Mortalidad por enfermedades cardiovasculares en Hombres**	**Mortalidad por enfermedades cardiovasculares en Mujeres**
2010	12.763	25,07 % (3.200)	49,34 % (1.579)	50,63 % (1.620)
2011	12.760	25,13 % (3.206)	47,6 % (1.526)	52,4 % (1.680)
2012	13.941	23,05 % (3.214)	50,06 % (1.609)	49,94 % (1.605)
2013	16.054	21,32 % (3.422)	48,31 % (1.653)	51,69 % (1.769)
2014	16.211	21,83 % (3.539)	49,34 % (1.746)	50,66 % (1.793)
2015	17.088	23,28 % (3.978)	47,06 % (1.872)	52,94 % (2.106)
2016	16.708	24,28 % (4.056)	48,99 % (1.987)	51,01 % (2.069)
2017	15.729	26,63 % (4.189)	47,67 % (1.997)	52,33 % (2.192)
Total	**121.254**	**23,76 % (28.804)**	**48,5 % (13.969)**	**51,5 % (14.834)**

A continuación, en la Figura **5-4** se muestra la distribución de densidad de la variable edad para cada año, la cual es comparada con una distribución normal calculada con todos los datos independientemente de los años, con el fin de determinar los cambios en la variable edad durante el período de estudio. Se observa que la función de densidad de la edad tiene un comportamiento asimétrico en todos los años, donde la frecuencia de los casos de mortalidad cardiovascular con edades mayores a 70 es superior al 67 % (Tabla **5-2**), aumentando en promedio 37,11 % entre el 2010 y 2017. Cabe resaltar que la mayor frecuencia de los casos se presentan entre los 80 y 86 años, en el período de estudio (Tabla **5-2**). Por otra parte, teniendo en cuenta las muertes prematuras por enfermedades no transmisibles (entre los 30 y 69 años), establecido por la Organización Mundial de la Salud (OMS 2018), 27,48 % (7.915) de las muertes en todo el período de estudio, se presentaron entre los 30 y 69 años. Adicional a esto, del 2010 al 2017 las frecuencias de mortalidad cardiovascular prematuras han disminuido en promedio 8,93 %.

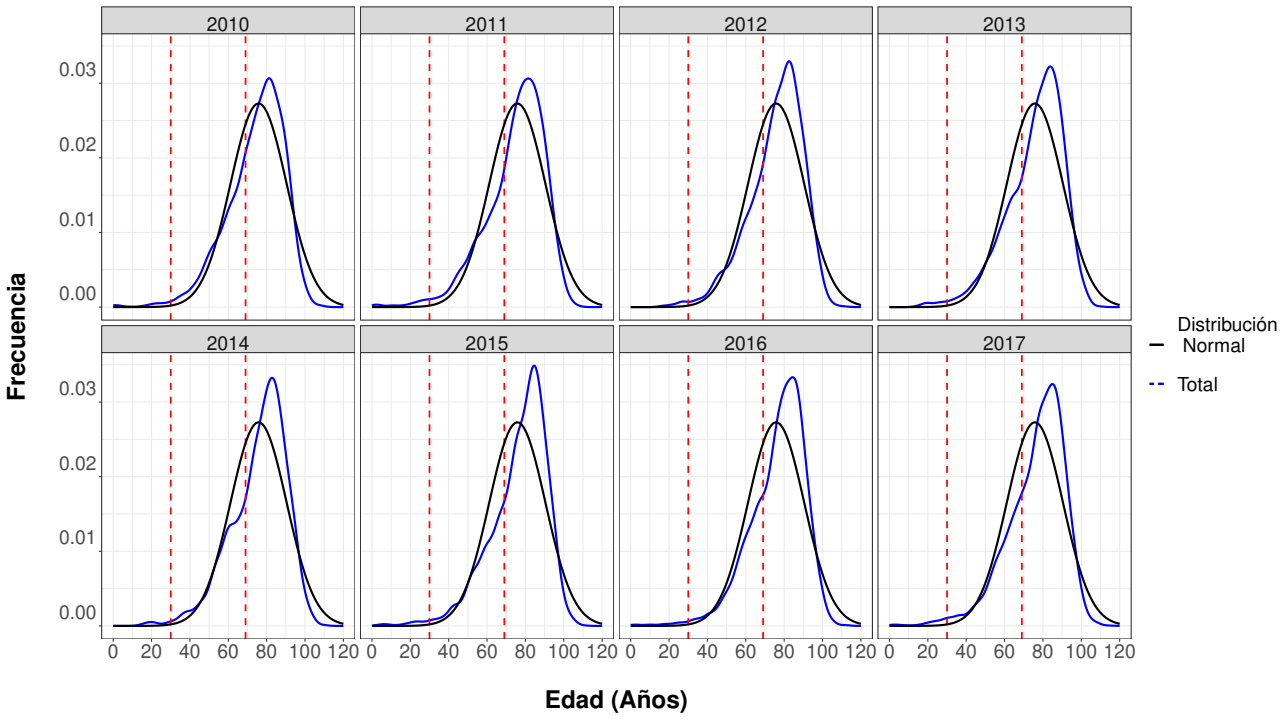


Figura 5-4.: Distribución de la variable edad de los casos de mortalidad cardiovascular en Cali, período 2010-2017.

Tabla 5-2.: Estadísticas descriptivas de la variable edad de los casos de mortalidad cardiovascular en Cali, período 2010-2017.

Estadísticas	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Promedio ± SD	74,26 ± 0,51	74,65 ± 0,53	75,75 ± 0,49	75,79 ± 0,49	75,92 ± 0,47	76,47 ± 0,46	76,58 ± 0,44	76,04 ± 0,45
Rango	0 - 109	0 - 107	16 - 112	14 - 110	14 - 110	2 - 111	0 - 113	1 - 115
Moda	80, 82	80	83	82	84	85	81	86
Mediana	77	77	78	78	79	80	79	79
RIQ	66 - 85	66 - 86	68 - 86	67 - 86	68 - 86	68 - 87	68 - 87	68 - 87
	19	20	18	19	18	19	19	19
Coeficiente de variación	19,90 %	20,57 %	18,55 %	19,23 %	18,93 %	19,21 %	18,50 %	19,39 %
Muerte prematura (30 a 69 años)	31,5 % (1.008)	28,6 % (917)	27,38 % (880)	27,32 % (935)	27,63 % (978)	25,69 % (1.022)	26,13 % (1.060)	26,62 % (1.115)

En la Figura **5-5**, compara las densidades por año de las edades, según el sexo de los casos de mortalidad cardiovascular con la distribución normal de los datos, para todo el período de estudio. Se observa que las distribuciones de hombres y mujeres son asimétricas a la izquierda, indicando que los casos de mortalidad cardiovascular en ambos sexos ocurrieron en adultos mayores, donde más del 60 % de casos de hombres y más del 73 % de mujeres, se presentaron en mayores de 70 años. Entre los 75 y 86 años de edad se presentó la mayor frecuencia de muertes cardiovasculares en hombres y entre los 80 y 87 en mujeres (Tabla **5-3**). Adicional a esto, de los hombres y mujeres fallecidos, 33,70 % (4.708) y 21,62 % (3.207), respectivamente, tuvieron edades prematuras (30 a 69 años), en todo el período de estudio,

siendo mayor en hombres que en mujeres. En general, las muertes cardiovasculares en mujeres están por encima de los hombres a partir de los 80 años.

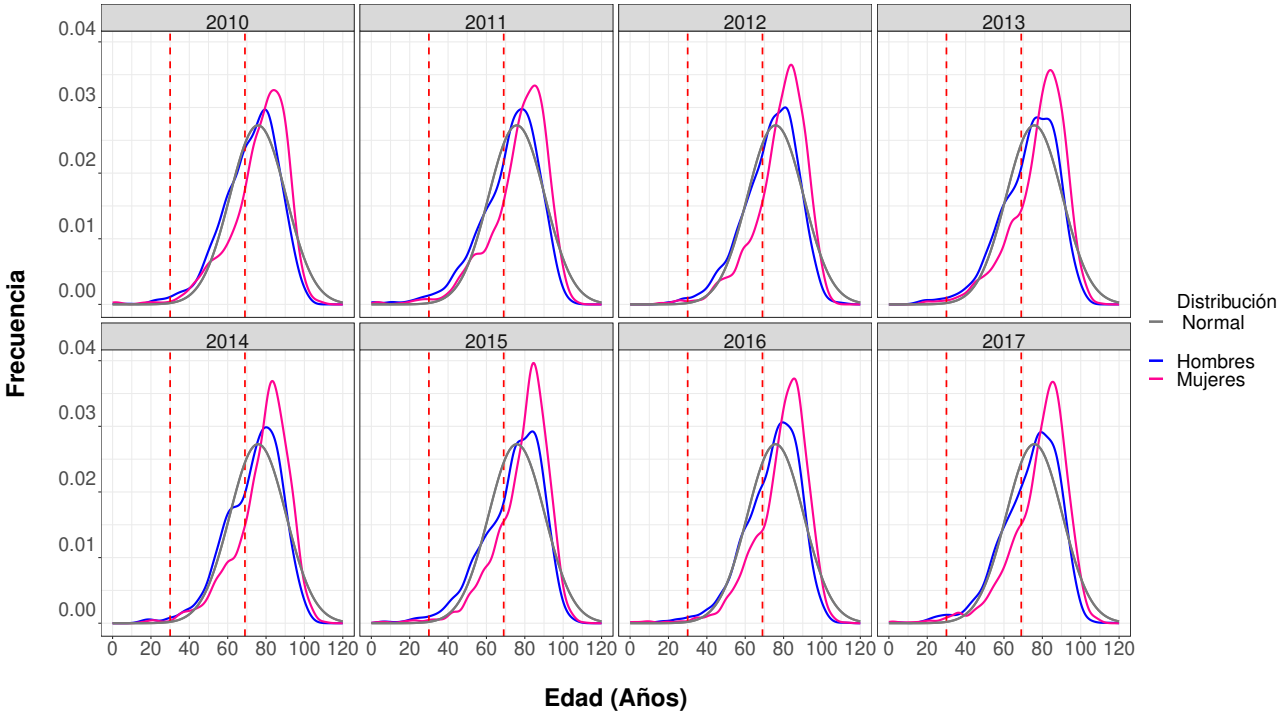


Figura 5-5.: Distribución de la variable edad de los casos de mortalidad cardiovascular en Cali según el sexo, período 2010-2017.

Tabla 5-3.: Estadísticas descriptivas de la variable edad según sexo, de los casos de mortalidad cardiovascular en Cali, período 2010-2017.

Sexo	Estadísticas	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Hombres	Promedio ± SD	72,03 ± 0,71	71,99 ± 0,78	73,1 ± 0,69	73,03 ± 0,71	73,49 ± 0,67	73,72 ± 0,69	74,12 ± 0,63	73,78 ± 0,65
	Rango	2 - 102	0 - 105	18 - 112	14 - 102	14 - 105	4 - 106	2 - 112	3 - 115
	Moda	80	75	81	77	84	85	79	78, 86
	Mediana	74	75	75	75	76	76	76	76
	RIQ	63 - 82	63 - 83	65 - 83	64 - 84	64 - 84	65 - 85	66 - 85	65 - 85
		19	20	18	20	20	20	19	20
	Coeficiente de variación	20,05 %	21,49 %	19,33 %	20,01 %	19,57 %	20,78 %	19, %	20,01 %
	Muerte prematura (30 a 69 años)	38,25 % (604)	34,6 % (528)	34,43 % (554)	32,97 % (545)	33,96 % (593)	31,57 % (591)	32,11 % (638)	32,8 % (655)
Mujeres	Promedio ± SD	76,47 ± 0,71	77,07 ± 0,71	78,4 ± 0,66	78,18 ± 0,66	78,29 ± 0,65	78,91 ± 0,58	78,94 ± 0,59	78,79 ± 0,61
	Rango	0 - 109	2 - 107	16 - 105	18 - 110	15 - 110	2 - 111	0 - 113	1 - 110
	Moda	82	80, 87	84	82	83	84	81	86
	Mediana	79,5	80	81	81	81	82	81	82
	RIQ	69 - 87	70 - 87	72 - 88	71 - 88	72 - 88	72 - 88	72 - 88	72 - 88
		18	17	16	17	16	16	16	16
	Coeficiente de variación	19,17 %	19,26 %	17,16 %	17,01 %	17,83 %	17,3 %	17,35 %	18,34 %
	Muerte prematura (30 a 69 años)	24,94 % (404)	23,15 % (389)	20,31 % (326)	22,05 % (390)	21,47 % (385)	20,47 % (431)	20,4 % (422)	20,99 % (460)

En la Tabla **5-4** se muestra el estado civil de los casos de mortalidad cardiovascular, durante el período 2010-2017; se observa que durante este período, más del 35 % de las personas fallecidas eran viudas y más del 24 % eran casados. Por otra parte, el menor porcentaje (menos del 6,81 %) se presentó en los casos con estado civil "separado", adicional a esto, las personas con estado civil "soltero" y "unión libre" tuvieron aproximadamente el mismo comportamiento en el período de estudio.

Tabla 5-4.: Estado civil de los casos de mortalidad cardiovascular en Cali, período 2010-2017.

Categorías	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Viudo	35,65 % (1.011)	36,05 % (1.029)	36,11 % (1.042)	38,4 % (1.163)	37,81 % (1.193)	38,9 % (1.410)	35,27 % (1.313)	36,59 % (1.406)
Casado	28,03 % (795)	28,7 % (819)	28,27 % (816)	27,4 % (830)	25,9 % (817)	24,72 % (896)	26,48 % (986)	24,3 % (934)
Soltero	15,94 % (452)	16,29 % (465)	17,19 % (496)	15,91 % (482)	17,18 % (542)	16,41 % (595)	18,16 % (676)	19,46 % (748)
Unión libre	13,61 % (386)	12,61 % (360)	12,27 % (354)	13,27 % (402)	12,3 % (388)	14,15 % (513)	14,16 % (527)	13,71 % (527)
Separado	6,77 % (192)	6,34 % (181)	6,17 % (178)	5,02 % (152)	6,81 % (215)	5,82 % (211)	5,94 % (221)	5,93 % (228)

En la Tabla **5-5** se observa que la mayoría de casos de mortalidad cardiovascular (mayor a 58 %) presentaron como máximo nivel educativo básica primaria, así mismo, más del 13 % de los fallecidos tuvieron como máximo nivel educativo básica secundaria; de igual manera, más del 9 % no tuvieron ningún tipo de educación, por lo tanto, la mayor proporción de casos ocurrieron en personas con niveles educativos bajos. Por otro lado, la menor proporción ocurrió en personas que tuvieron un nivel educativo alto como doctorado (menor a 0,19 %) y maestría (menor a 0,19 %).

Tabla 5-5.: Nivel educativo de los casos de mortalidad cardiovascular en Cali, período 2010-2017.

Categorías	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Ninguno	10,26 % (273)	12,65 % (341)	12,35 % (338)	10,95 % (314)	11,22 % (333)	9,68 % (335)	10,87 % (383)	12,32 % (445)
Preescolar	0,71 % (19)	0,93 % (25)	0,91 % (25)	1,36 % (39)	1,31 % (39)	2,02 % (70)	1,65 % (58)	1,47 % (53)
Básica primaria	64,35 % (1713)	62,91 % (1696)	61,77 % (1690)	63,24 % (1813)	62,84 % (1865)	62,23 % (2153)	61,58 % (2170)	58,79 % (2124)
Básica secundaria	15,03 % (400)	14,06 % (379)	14,25 % (390)	13,5 % (387)	14,02 % (416)	14,83 % (513)	14,13 % (498)	13,73 % (496)
Media académica	2,37 % (63)	3,41 % (92)	3,36 % (92)	3,8 % (109)	3,81 % (113)	4,1 % (142)	4,6 % (162)	6,26 % (226)
Media técnica	0,49 % (13)	0,74 % (20)	0,66 % (18)	0,7 % (20)	0,61 % (18)	0,64 % (22)	0,74 % (26)	0,86 % (31)
Normalista	0,53 % (14)	0,3 % (8)	0,48 % (13)	0,42 % (12)	0,34 % (10)	0,23 % (8)	0,34 % (12)	0,39 % (14)
Técnica profesional	0,83 % (22)	1,11 % (30)	1,02 % (28)	0,87 % (25)	1,04 % (31)	0,9 % (31)	0,94 % (33)	1,08 % (39)
Tecnológica	0,53 % (14)	0,33 % (9)	0,8 % (22)	0,49 % (14)	0,61 % (18)	0,69 % (24)	0,77 % (27)	0,55 % (20)
Profesional	4,02 % (107)	3,19 % (86)	3,76 % (103)	4,08 % (117)	3,84 % (114)	4,22 % (146)	4,03 % (142)	3,96 % (143)
Especialización	0,53 % (14)	0,33 % (9)	0,4 % (11)	0,45 % (13)	0,24 % (7)	0,38 % (13)	0,23 % (8)	0,47 % (17)
Maestría	0,19 % (5)	0 % (0)	0,18 % (5)	0,03 % (1)	0,07 % (2)	0,06 % (2)	0,09 % (3)	0,14 % (5)
Doctorado	0,19 % (5)	0,04 % (1)	0,04 % (1)	0,1 % (3)	0,07 % (2)	0,03 % (1)	0,06 % (2)	0 % (0)

Con respecto a la seguridad social de los casos de mortalidad cardiovascular, más del 48 % tenían régimen contributivo, más del 33 % régimen subsidiado y entre el 4 % y 14 % no estaban asegurados (Tabla **5-6**).

Tabla 5-6.: Seguridad social de los casos de mortalidad cardiovascular en Cali, período 2010-2017.

Categorías	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Contributivo	48,25 % (1.544)	50,16 % (1.608)	51,68 % (1.661)	49,84 % (1.705)	49,17 % (1.739)	54,01 % (2.147)	53,7 % (2.178)	50,61 % (2.117)
Subsidiado	33,66 % (1.077)	33,91 % (1.087)	35,35 % (1.136)	36,71 % (1.256)	38,45 % (1.360)	36,53 % (1.452)	37,43 % (1.518)	40,64 % (1.700)
No asegurado	14,22 % (455)	13,1 % (420)	10,21 % (328)	10,58 % (362)	8,31 % (294)	6,79 % (270)	5,35 % (217)	4,28 % (179)
Excepción	1,81 % (58)	1,28 % (41)	1,9 % (61)	2,16 % (74)	2,06 % (73)	1,91 % (76)	2,42 % (98)	2,2 % (92)
Otro	1,06 % (34)	0,84 % (27)	0,62 % (20)	0,41 % (14)	1,39 % (49)	0,2 % (8)	0,3 % (12)	1,96 % (82)
Especial	1 % (32)	0,72 % (23)	0,25 % (8)	0,29 % (10)	0,62 % (22)	0,55 % (22)	0,81 % (33)	0,31 % (13)

Más del 60 % de los casos de mortalidad cardiovascular ocurrieron en un hospital o clínica (Tabla **5-7**); así mismo, más del 30 % fallecieron en la casa o domicilio por causa directa de enfermedad cardiovascular. En estos sitios de defunción se encuentra más del 80 % de los casos, en cada uno de los años del período analizado.

Tabla 5-7.: Sitio de defunción de los casos de mortalidad cardiovascular en Cali, período 2010-2017.

Categorías	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Hospital / Clínica	60,27 % (1.864)	62,29 % (1.951)	66,46 % (2.118)	65,27 % (2.214)	64,85 % (2.282)	61,46 % (2.434)	64,43 % (2.606)	67,03 % (2.806)
Casa / Domicilio	37,37 % (1.156)	35,6 % (1.115)	31,91 % (1.017)	33,05 % (1.121)	33,25 % (1.170)	37,25 % (1.475)	33,67 % (1.362)	30,79 % (1.289)
Vía pública	0,97 % (30)	0,96 % (30)	0,88 % (28)	0,65 % (22)	0,51 % (18)	0,63 % (25)	0,74 % (30)	0,69 % (29)
Otro	0,91 % (28)	0,67 % (21)	0,5 % (16)	0,5 % (17)	0,77 % (27)	0,43 % (17)	0,69 % (28)	0,5 % (21)
Centro / Puesto de salud	0,39 % (12)	0,38 % (12)	0,19 % (6)	0,44 % (15)	0,57 % (20)	0,23 % (9)	0,3 % (12)	0,88 % (37)
Lugar de trabajo	0,1 % (3)	0,1 % (3)	0,06 % (2)	0,09 % (3)	0,06 % (2)	0 % (0)	0,17 % (7)	0,1 % (4)

Los casos de mortalidad por enfermedad específica en Cali, en cada uno de los años de estudio, se describen en la Figura **5-6**, en la cual se observa que las muertes cardiovasculares más frecuentes fueron por enfermedades hipertensivas, enfermedades cerebrovasculares y enfermedades isquémicas del corazón. En el año 2010 las muertes por enfermedades cerebrovasculares fueron más frecuentes (28,6 %) y en segunda instancia las enfermedades hipertensivas (27,9 %); a partir del 2011 y hasta el 2017, las muertes por enfermedades hipertensivas fueron más frecuentes (mayor a 30 %), seguidas por las enfermedades cerebrovasculares (mayor a 24 %). Las enfermedades causantes de muerte, menos frecuentes, en los años 2010 a 2012, fueron por paro cardiaco; en el año 2010 no se presetó ninguna muerte por esta enfermedad, sin embargo, ha ido aumentando paulatinamente con los años. A partir del 2013, la menor cantidad de muertes por enfermedades cardiovasculares fueron generadas por otras enfermedades del sistema circulatorio.

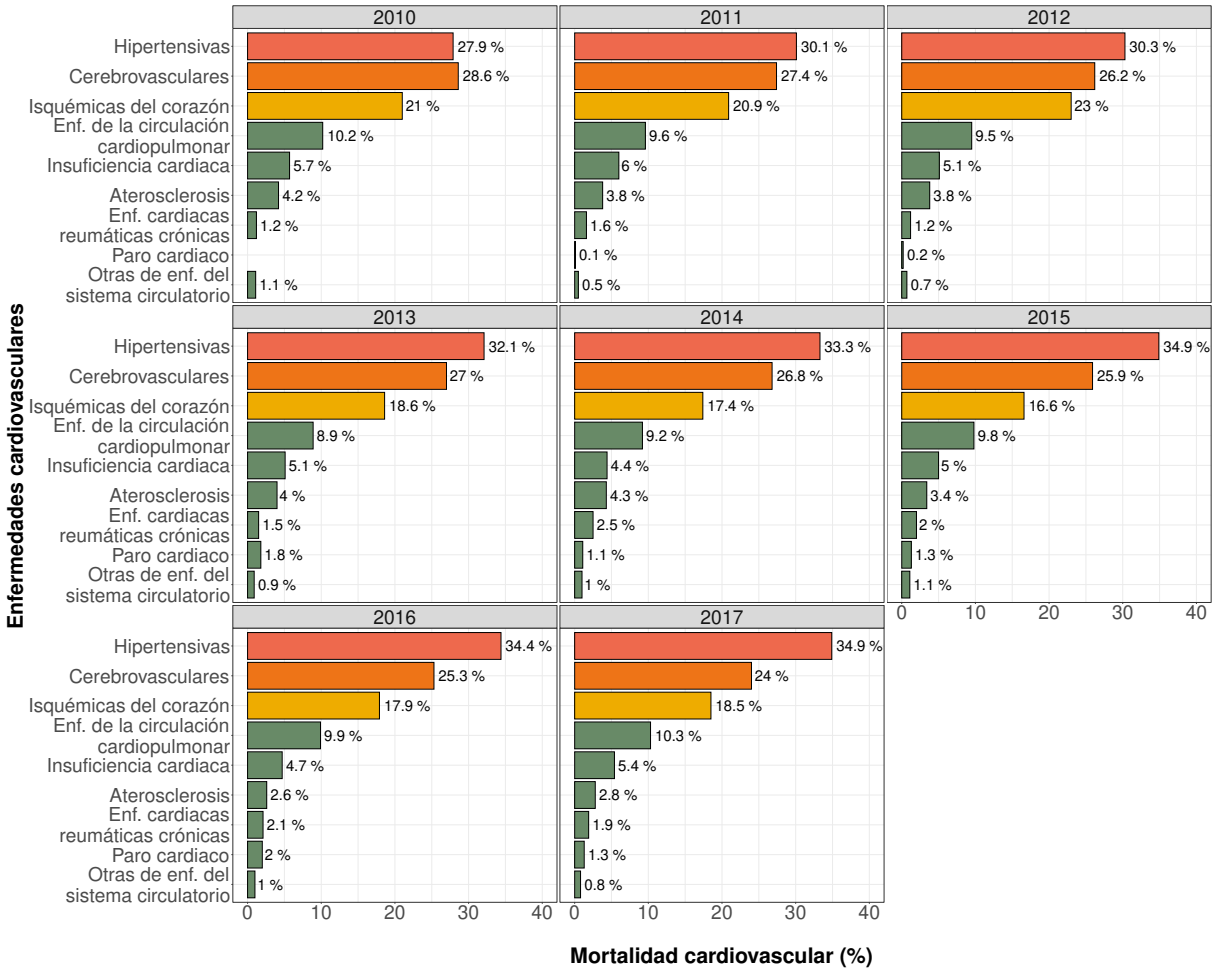


Figura 5-6.: Casos de mortalidad cardiovascular por enfermedad especifica en Cali, período 2010-2017.

Durante el período de estudio, las comunas que presentaron la mayor proporción de casos fueron las comunas 8, 10, 13, 14 y 19 (Figura **5-7**). Donde 7,53 % de los casos ocurrieron en la comuna 19 y más del 6 % en las demás comunas mencionadas (8, 10, 13 y 14). Por otro lado, en la comuna 22 se presentó la menor cantidad de muertes por enfermedades cardiovasculares (0,99 %). Adicional a esto, 2,34 % de los fallecimientos ocurrieron en la zona rural (otros) de la ciudad.

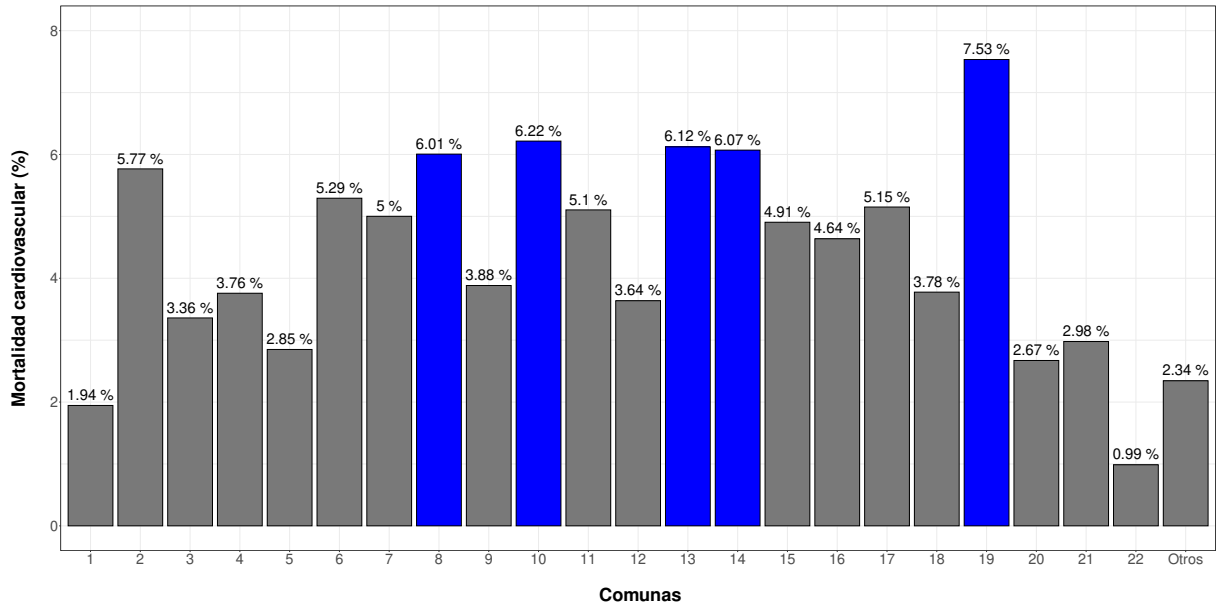


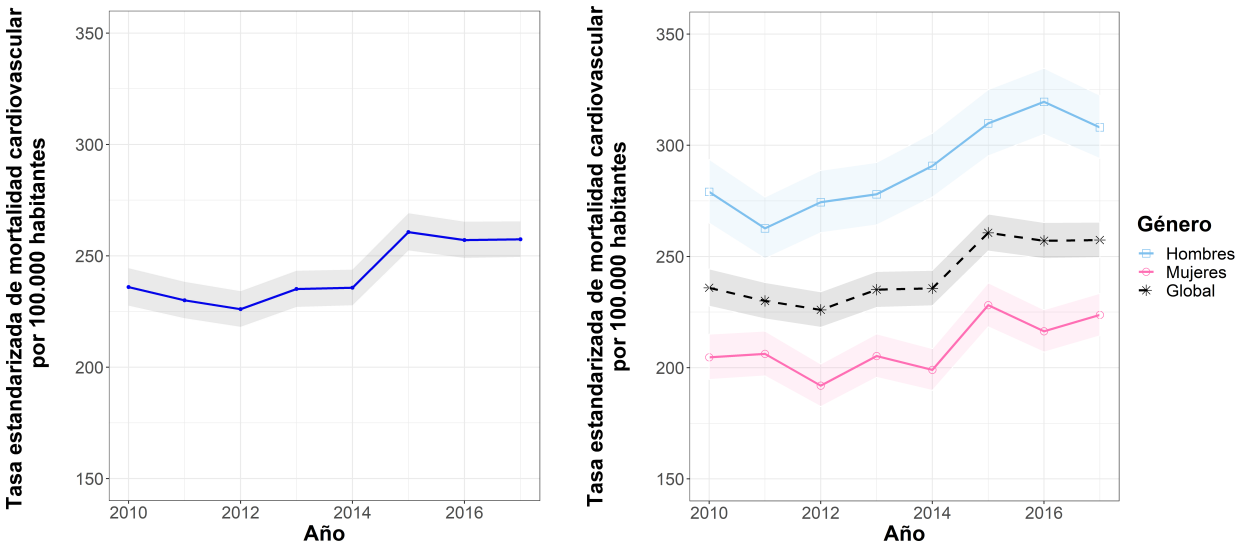
Figura 5-7.: Casos de mortalidad cardiovascular en Cali, por comuna, período 2010-2017.

5.2. Análisis epidemiológico

Las tasas estandarizadas de la mortalidad cardiovascular para Cali, en el período 2010-2017, fueron calculadas a partir de n=28.804 defunciones registradas en la ciudad. Para las tasas estandarizadas de hombres de utilizó n=13.969 y para mujeres se hizo uso de n=14.834 casos de muertes cardiovasculares.

La Figura 5.8(a) muestra el comportamiento de la tasa de mortalidad cardiovascular durante el período 2010-2017. Los resultados indican que a partir del año 2012, la tasa de mortalidad incrementa hasta el año 2015, año en que se evidencia la mayor tasa de mortalidad cardiovascular; posteriormente, esta tasa disminuye a menor escala hasta el año 2017. Cabe resaltar que entre los años 2010 y 2017 hubo un incremento del 9,11 % en la mortalidad por la causa básica de enfermedad cardiovascular, además, en promedio la tasa aumentó 1,34 % por año. Las tasas estandarizadas por sexo se presentan en la Figura 5.8(b). Se observa que las tasas de mortalidad cardiovascular de los hombres superan las tasas globales de Cali en todos los años, siendo la tasa del año 2016 la más alta. Por otro lado, las tasas de las mujeres son menores que las tasas estimadas de Cali en todo el período de estudio, presentándose en el año 2015 la mayor tasa de mortalidad cardiovascular. Con respecto al porcentaje de cambio, para el período 2010-2017, la tasa de mortalidad cardiovascular en hombres incrementó 10,38 % y en mujeres 9,30 %; en promedio la tasa incrementó 1,51 % cada año, tanto para hombres como para mujeres.

Para cada año, se determinaron con un nivel de confianza del 95 %, los intervalos de confianza de las tasas estandarizadas, las cuales se encuentran alrededor de la línea de tendencia (Figura **5-8**, Tabla **A-5** (anexo A)).



(a) Tasas estandarizadas de la mortalidad cardiovascular en Cali

(b) Tasas estandarizadas de la mortalidad cardiovascular según el género

Figura 5-8.: Tasas estandarizadas de la mortalidad cardiovascular en Cali durante el período 2010-2017.

Para analizar el comportamiento de las tasas estandarizadas de la mortalidad cardiovascular en las comunas de Cali, en el período 2010-2017, se tuvieron en cuenta n=27.414 defunciones que cumplen con los criterios de inclusión correspondientes (sección 4.3.3).

La Figura **5-9** representa las tasas estandarizadas de la mortalidad cardiovascular en Cali por comunas, para el período 2010-2017; éstas fueron organizadas teniendo en cuenta los vecinos más cercanos con respecto a la ubicación espacial. Se observa que en las comunas ubicadas en el oriente y nororiente de la ciudad, específicamente las comunas 6, 7, 12, 13, 14, 15, 16 y 21, las tasas presentaron en general, un comportamiento creciente a partir del año 2014 y tendieron a disminuir en el año 2015. Por otro lado, el comportamiento de las tasas de mortalidad en las demás comunas (zonas norte, centro, oeste y sur) es similar entre ellas, sin presentar grandes variaciones en las tasas a excepción de las comunas 20 y 22; cuyos resultados muestran que las tasas más altas de mortalidad de toda la ciudad, se encotraron en la comuna 22, con el mayor valor en el año 2012. Cabe resaltar que las tasas de mortalidad cardiovascular entre las comunas vecinas tienen a ser similares entre ellas.

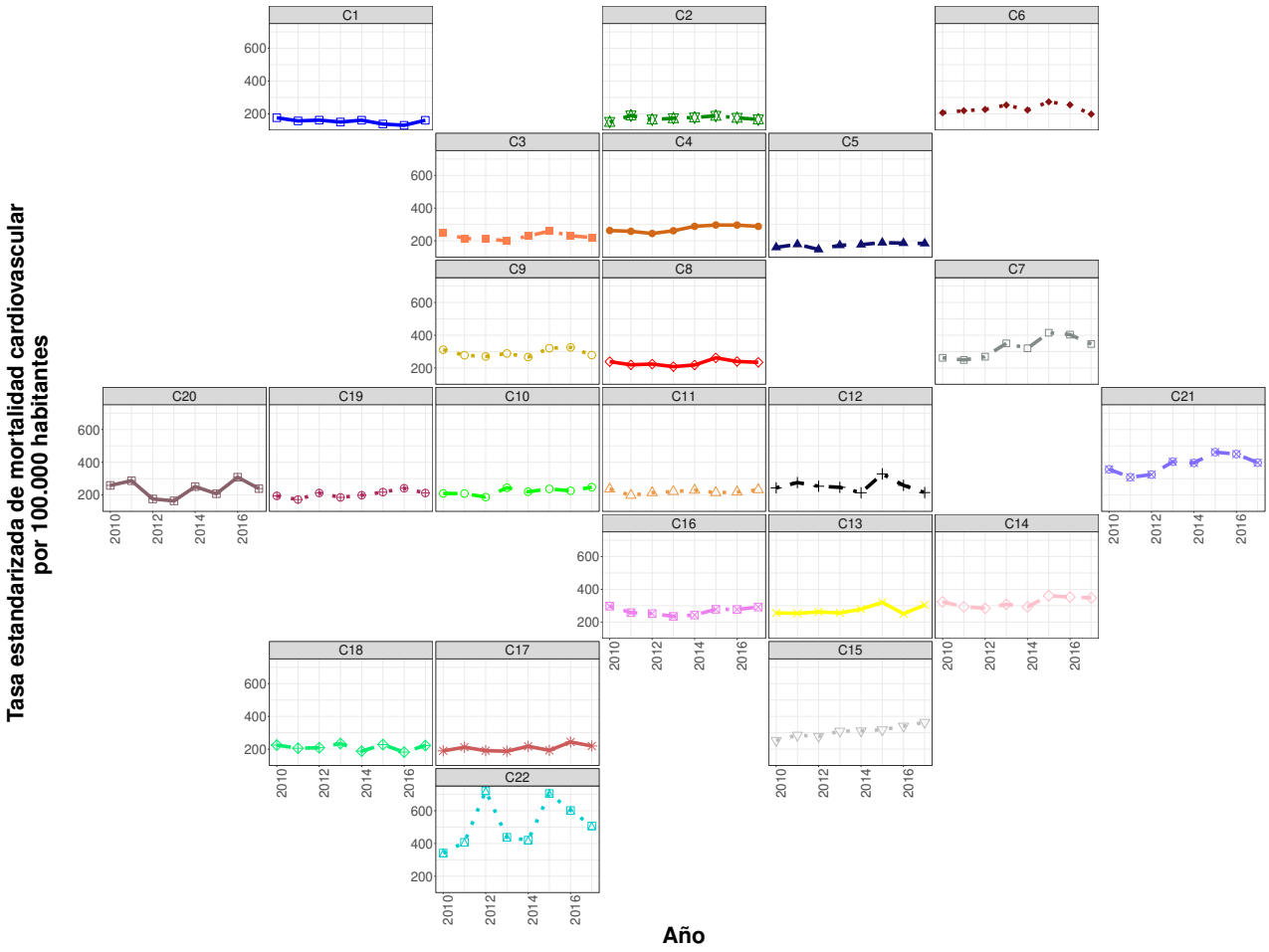


Figura 5-9.: Tasas estandarizadas de la mortalidad cardiovascular en las comunas de la ciudad de Cali, durante el período 2010-2017

Como se mencionó anteriormente, la comuna 22 presentó la mayor variación de tasas en Cali, con un incremento del 48,42 % en el período 2010-2017 (Figura **5-10**); le siguen en valor las comunas 15, con un incremento del 43,57 % y la comuna 7 con un aumento de la tasa del 32,11 %. Las comunas donde se observó mayor decrecimiento en las tasas entre los años 2010-2017 fueron las comunas 12, 3 y 9 con porcentajes de cambio de 11,85 %, 11,37 % y 10,47 % respectivamente. La comuna con menor variación fue la comuna 18 con un decrecimiento del 1,22 % de la tasa de mortalidad cardiovascular (Figura **5-10**).

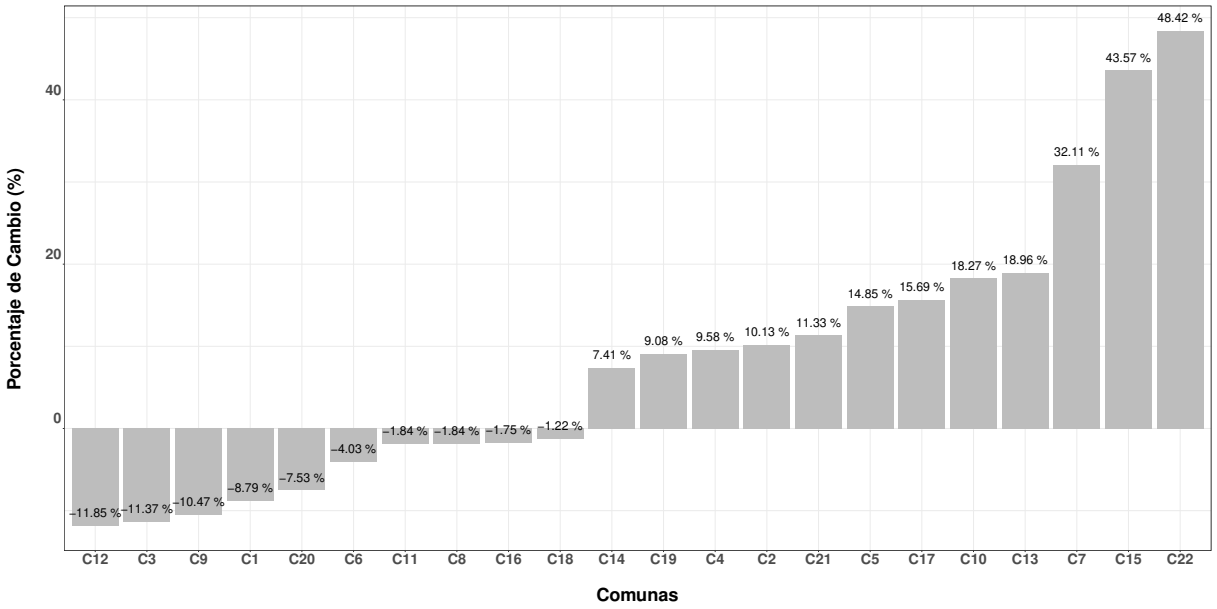


Figura 5-10.: Porcentaje de la mortalidad cardiovascular por comuna de la ciudad de Cali, durante el período 2010-2017

La Figura **5-11** presenta las tasas estandarizadas de la mortalidad cardiovascular en la ciudad de Cali por causa básica cardiovascular, según la clasificación del CIE-10 (OPS 1995), obtenidas a partir de n=28.804 casos en el período de estudio. Los primeros causantes de mortalidad cardiovascular fueron las enfermedades hipertensivas, presentando un incremento del 36,63 % entre los años 2010 y 2017, y un aumento anual promedio de 4,75 %. En segunda instancia estuvieron las enfermedades cerebrovasculares, cuya tasa decreció 9,40 % entre los años 2010 y 2017, con un decrecimiento promedio de 1,24 % por año. En tercera instancia, las enfermedades causantes de muertes cardiovasculares fueron las isquémicas del corazón, las cuales mostraron un decrecimiento de 3,24 % entre los años 2010 y 2017 y un decrecimiento anual de 0,13 %.

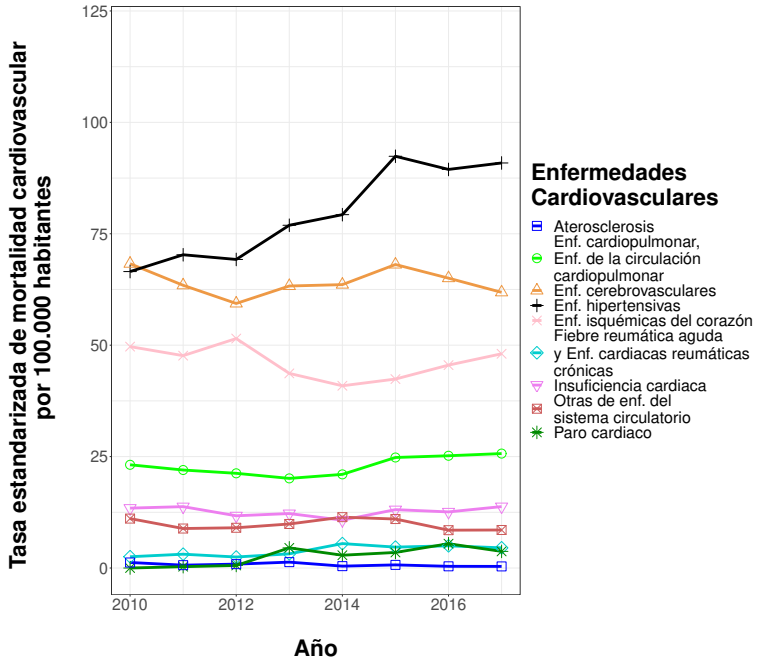
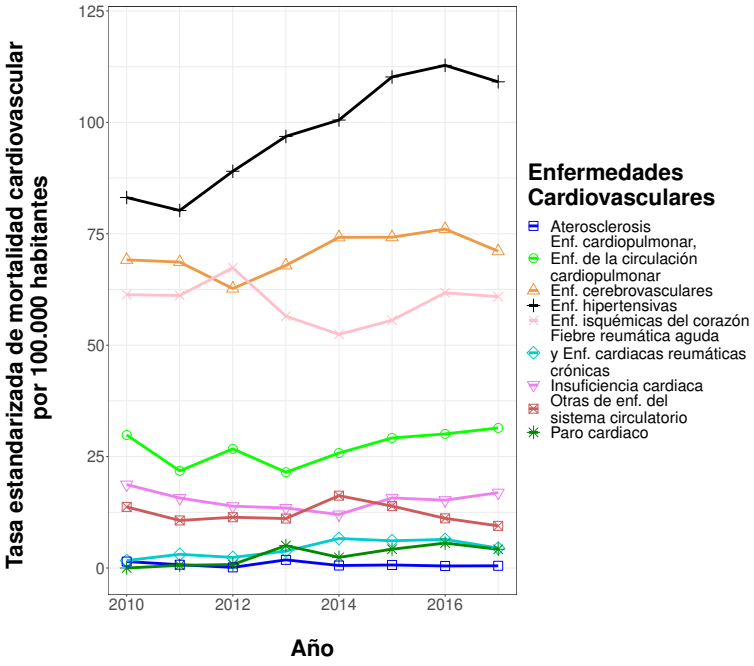
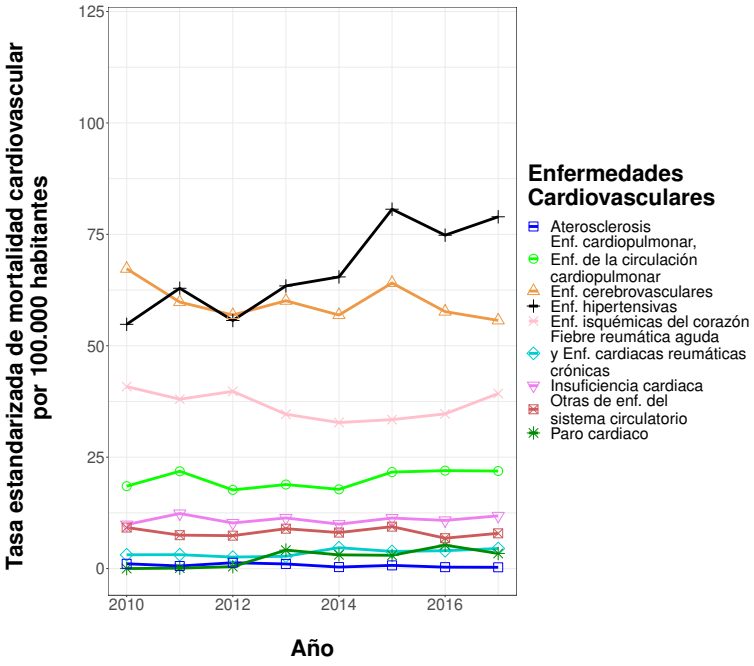


Figura 5-11.: Tasas estandarizadas de la mortalidad por causa especifica cardiovascular en Cali, según el CIE-10, durante el período 2010-2017.

En la Figura **5-12** se evidencia el mismo comportamiento de las tasas por enfermedad específica observado en Cali, donde las principales causantes de muertes cardiovasculares fueron las enfermedades hipertensivas, las cerebrovasculares y las isquémicas del corazón, tanto en hombres como en mujeres. En los hombres, las enfermedades hipertensivas incrementaron 31,23 % entre el año 2010 y 2017, aumentando en promedio 4,11 % por año. Las enfermedades cerebrovascuales aumentaron 2,79 %, entre los años 2010 y 2017, y anualmente incrementaron en promedio 0,59 %. Las enfermedades isquémicas del corazón decrecieron 0,73 %, entre los años 2010 y 2017 y aumentaron en promedio 0,32 % cada año. Por otro lado, en las mujeres, las tasas de las enfermedades hipertensivas aumentaron 44,04 % entre el 2010 y 2017, con un incremento promedio anual del 5,99 %. Las enfermedades cerebrovasculares decrecieron 17,24 % entre los años 2010 y 2017 con un decrecimiento promedio anual de 2,36 %. Las enfermedades isquémicas del corazón decrecieron 3,84 % en el período 2010-2017; de igual manera, decrecieron 0,33 % en promedio anual.



(a) Mortalidad por enfermedades cardiovasculares en hombres



(b) Mortalidad por enfermedades cardiovasculares en mujeres

Figura 5-12.: Tasas estandarizadas de la mortalidad por causa especifica cardiovascular por género, en Cali, período 2010-2017.

5.3. Análisis espacial

La Razón Estandarizada de Mortalidad (REM) por edad y las suavizadas para cada comuna (Figura **5-13** y Figura **5-14**, respectivamente), muestran la distribución espacial de la mortalidad por enfermedades cardiovasculares en la ciudad de Cali, en el período de estudio 2010-2017. El análisis del comportamiento de la REM ajustada por edad y suavizada se especifica a continuación:

- En el año 2010, se observa que la mayor razón estandarizada de mortalidad cardiovascular se presentó en la comuna 21, es decir, que en esta población hay un exceso de riesgo, el cual es 60,4 % mayor al riesgo esperado, según los estándares de mortalidad cardiovascular en Cali. En segunda instancia en las comunas 9, 14, 16 y 22, el riesgo poblacional de morir por una enfermedad cardiovascular es de 13,9 % a 43 % mayor al esperado. Por otro lado, las comunas 1, 2, 5 y 17, tuvieron las menores razones ajustadas poblacionales, donde el número de casos ocurridos en estas comunas fueron menores de un 21,9 % a un 36 % en relación a los esperados.

  Con respecto a las REM suavizadas para el año 2010 (Figura **5-14**), se observa que al eliminar la variación de la población, el número de comunas con mayor riesgo aumentó, siendo las comunas 14 y 21 las que presentaron el mayor exceso de riesgo poblacional de muerte cardiovascular. En segunda instancia con respecto al riesgo, el número de comunas aumentó, siendo ahora las comunas 7, 9, 13, 15 y 16, las que presentaron mayor riesgo en su población, seguido de las comunas 14 y 21. Por otro lado, el menor riesgo cardiovascular se presentó en la población de las comunas 1, 2 y 5. Cabe resaltar, que la comuna 14 a diferencia de la REM ajustada (sin suavizar), se ubicó en la categoría de mayor riesgo poblacional, y las poblaciones de la comuna 22 ya no hacen parte de las comunas con mayor riesgo. Con respecto a las que presentaron los menores valores de la REM ajustada, la comuna 17 ya no se encuentra dentro de esta categoría.

- En el año 2011, la población de la comuna 22 presentó el mayor exceso de riesgo de muerte cardiovascular, el cual fue 49,73 % mayor al riesgo esperado. Le siguen las comunas 14, 15, 20 y 21, con exceso de riesgo poblacional entre un 17,6 % y un 27,4 % mayor al riesgo poblacional esperado de mortalidad cardiovascular, según los estándares de Cali. Con respecto al menor riesgo poblacional, se tiene que en las comunas 1, 5 y 19, el riesgo de morir por enfermedades cardiovasculares es 25,7 % a 34,4 % menor al riesgo esperado (Figura **5-13**).

  En la Figura **5-14** se observa que al reducir el efecto de poblaciones pequeñas en relación a las REM ajustadas (Figura **5-13**), hubo variaciones con respecto al número de comunas con riesgos altos y bajos. Las poblaciones de las comunas 14, 15, 20 y 21,

presentaron el mayor exceso de riesgo cardiovascular; le siguen las comunas 7, 9, 12, 13 y 16, con mayor riesgo poblacional, y finalmente las poblaciones de las comunas 1, 2, 5 y 19 tuvieron los menores riesgos. Comparando estos resultados con las REM ajustadas, se resalta que las comunas 14, 15, 20 y 21, hacen parte de las comunas con mayor riesgo poblacional de mortalidad cardiovascular en Cali para el año 2011, y la comuna 22 que es la de mayor riesgo en las REM sin suavizar ya no hace parte de esta categoría. En las REM ajustadas, las comunas 14, 15, 20 y 21 se encontraban en el segundo intervalo de riesgos altos, sin embargo, al suavizar estos riesgos, las comunas 7, 9, 12, 13 y 16 se encuentran ahora en esta categoría.

- En el año 2012, la Figura **5-13** de las razones estandarizadas de mortalidad en Cali, muestra que la población de la comuna 22 presentó el mayor exceso de riesgo de mortalidad cardiovascular, siendo aproximadamente tres veces mayor al riesgo esperado, según los estándares de mortalidad cardiovascular en Cali. En segunda instancia las comunas 7, 14 y 21, tuvieron un riesgo poblacional en un 15,2 % y un 31,3 % mayor al esperado. Por otra parte, las comunas 1, 2, 5, 10, 17 y 20, presentaron el menor riesgo poblacional entre un 20,2 % y un 43,1 % menor al riesgo esperado.

  Las razones estandarizadas de mortalidad suavizadas en el año 2012 se observan en la Figura **5-14**, en la cual se evidencia que las poblaciones pertenecientes a la comuna 22 presentaron el mayor riesgo de morir por enfermedaes cardiovasculares, le siguen en magnitud de riesgo poblacional las comunas 7, 13, 14, 15 y 21. Por el contrario, las comunas 1, 2, 5 y 17 presentaron el menor riesgo poblacional de muerte cardiovascular en Cali. Al contrastar estos resultados con los mapas de las REM ajustadas, se encontró que la comuna 22 en ambos casos tuvo el mayor riesgo poblacional, por otra parte, el número de comunas con riesgos más altos después de la comuna 22 aumentó incluyendo las comunas 13 y 15 en esta categoría. También se observó una reducción en el número de comunas con menor riesgo poblacional, excluyendo las comunas 10 y 20 de esta categoría.

- En las REM ajustadas del año 2013, las comunas 7, 21 y 22 presentaron el mayor riesgo poblacional de mortalidad por enfermedades cardiovasculares, siendo este riesgo entre un 28 % y un 65,9 % mayor al riesgo esperado. En segundo lugar, las poblaciones de las comunas 9, 14 y 15 tuvieron un riesgo entre 11,3 % y 28 % mayor al riesgo poblacional esperado de mortalidad cardiovascular. Por otra parte, el menor riesgo poblacional se observó en las comunas 1, 2, 5, 17 y 20, siendo entre un 26,3 % y un 34,8 % menor al riesgo esperado.

  Respecto a las REM suavizadas del año 2013 (Figura **5-14**), se observa una reducción en el número de comunas con mayor exceso de riesgo poblacional, siendo ahora las

comunas 7 y 21. En segunda instancia con respecto al riesgo, la comuna 9 ya no hace parte de las comunas con mayor riesgo, después de las 7 y 21, ahora las comunas 14, 15 y 22 hacen parte de esta categoría. En relación al menor riesgo, el número de comunas aumentó, incluyendo ahora la comuna 19, por tanto, las poblaciones que hacen parte de esta cartegoría de riesgo pertenecen a las comunas 1, 2, 5, 17, 19 y 20.

- En el año 2014, con respecto a las REM ajustadas en Cali (Figura **5-14**), las comunas 21 y 22 presentaron el mayor exceso de riesgo poblacional de mortalidad cardiovascular, el cual fue de un 32,2 % a un 56,7 % mayor a los riesgos esperados, según los estándares de mortalidad en Cali; luego le siguen en valor de riesgo las poblaciones de las comunas 4, 7, 14 y 15, las cuales tuvieron entre un 16,3 % y un 34,2 % mayor al riesgo esperado. Por otra parte, las comunas 1, 2, 5 y 18 presentaron el menor riesgo poblacional siendo de un 19,9 % a un 33,8 % menor al riesgo esperado.

  Las REM suavizadas del 2014, muestran que al controlar la variación de la población, la comuna 22 se excluye del grupo de comunas con mayor exceso de riesgo poblacional en comparación a las REM ajustadas, incluyendo ahora a la comuna 7 en esta categoría, por tanto, el conjunto de comunas para este caso queda conformado por las comunas 7 y 21. En segundo lugar respecto al riesgo, el conjunto de comunas 4, 13 y 15 conforman esta categoría, teniendo en cuenta que se excluyó la comuna 7 que se encontraba en esta categoría en la REM ajustadas. Se observó un reducción en el npumero de comunas con menores riesgos poblacionales, siendo ahoras las comunas 1, 2 y 5.

- En las REM ajustadas del año 2015 (Figura **5-13**), se observa que la población de la comuna 22 presentó el mayor exceso de riesgo poblacional, el cual fue dos veces mayor al esperado, según los estándares de mortalidad cardiovascular en Cali. En segunda instancia, en las comunas 7 y 21 el riesgo poblacional fue entre 43,1 % y 78,3 % mayor al riesgo esperado. Por el contrario las comunas 1, 2, 5 y 17 presentaron el menor riesgo poblacional de muerte cardiovascular en Cali, el cual estuvo entre un 21,7 % y un 41,7 % menor al riesgo esperado. Aunque se controló la variación de los tamaños de la población al suavizar las REM (Figura **5-14**), se observó que no hubo cambios en el comportamiento de los riesgos ajustados de las comunas.

- Las REM ajustadas en el año 2016 (Figura **5-13**), muestran que la comuna con mayor riesgo poblacional fue la comuna 22, el cual fue dos veces mayor al riesgo esperado, según los estándares de mortalidad cardiovascular en Cali. Le sigue en segundo lugar las comunas 7 y 21, siendo entre un 42,9 % y un 83,4 % mayor al riesgo esperado. Por otro lado, el menor riesgo poblacional se observó en las comunas 1, 2, 5 y 18, el cual fue entre un 24,2 % y un 45,7 % mayor al riesgo esperado.

Respecto a las REM suavizadas (Figura **5-14**), aumentó el número de comunas con mayor exceso de riesgo poblacional en Cali, además de la comuna 22 observada en la REM ajustada en esta categoría, se incluyen ahora las comunas 7 y 21; es decir, que las poblaciones con mayor riesgo poblacional pertenecen a las comunas 7, 21 y 22. En segunda instancia respecto al riesgo, las comunas 14 y 15 conforman esta categoría, teniendo en cuenta que se excluyó la comuna 7 y 21 que se encontraban en esta categoría de la REM ajustadas. Respecto al menor riesgo poblacional, se observa que la variación de la población no afectó el comportamiento de las REM en las comunas 1, 2, 5 y 18.

- En las REM ajustadas del año 2017 (Figura **5-13**), se observa que el mayor riesgo poblacional de mortalidad cardiovascular ocurrió en la comuna 22, el cual fue 74,62 % mayor al riesgo esperado, según los estándares de mortalidad cardiovascular en Cali, luego le siguen en magnitud de riesgo poblacional las comunas 7, 14, 15 y 21, siendo entre un 24,9 % y un 56,8 % mayor al riesgo esperado. Por el contrario, el menor riesgo poblacional se observó en las comunas 1, 2 y 5, el cual fue entre un 29,6 % y un 33,9 % menor al riesgo esperado.

  En las REM suavizadas del año 2017 (Figura **5-14**), se observa un aumento del número de comunas con mayor exceso de riesgo poblacional cardiovascular; siendo ahora las comunas 7, 14, 15 y 21 las que presentan este mayor riesgo, cabe resaltar, que al compararlo con las REM ajustadas se evidencia que la comuna 22 fue excluída de esta categoría. En segundo lugar, en relación a la magnitud del riesgo, el número de comunas disminuye, siendo ahora las comuna 13, 16 y 22. Finalmente, con respecto al menor riesgo poblacional, se observa que la variación de la población no afectó el comportamiento de las REM en las comunas 1, 2 y 5.

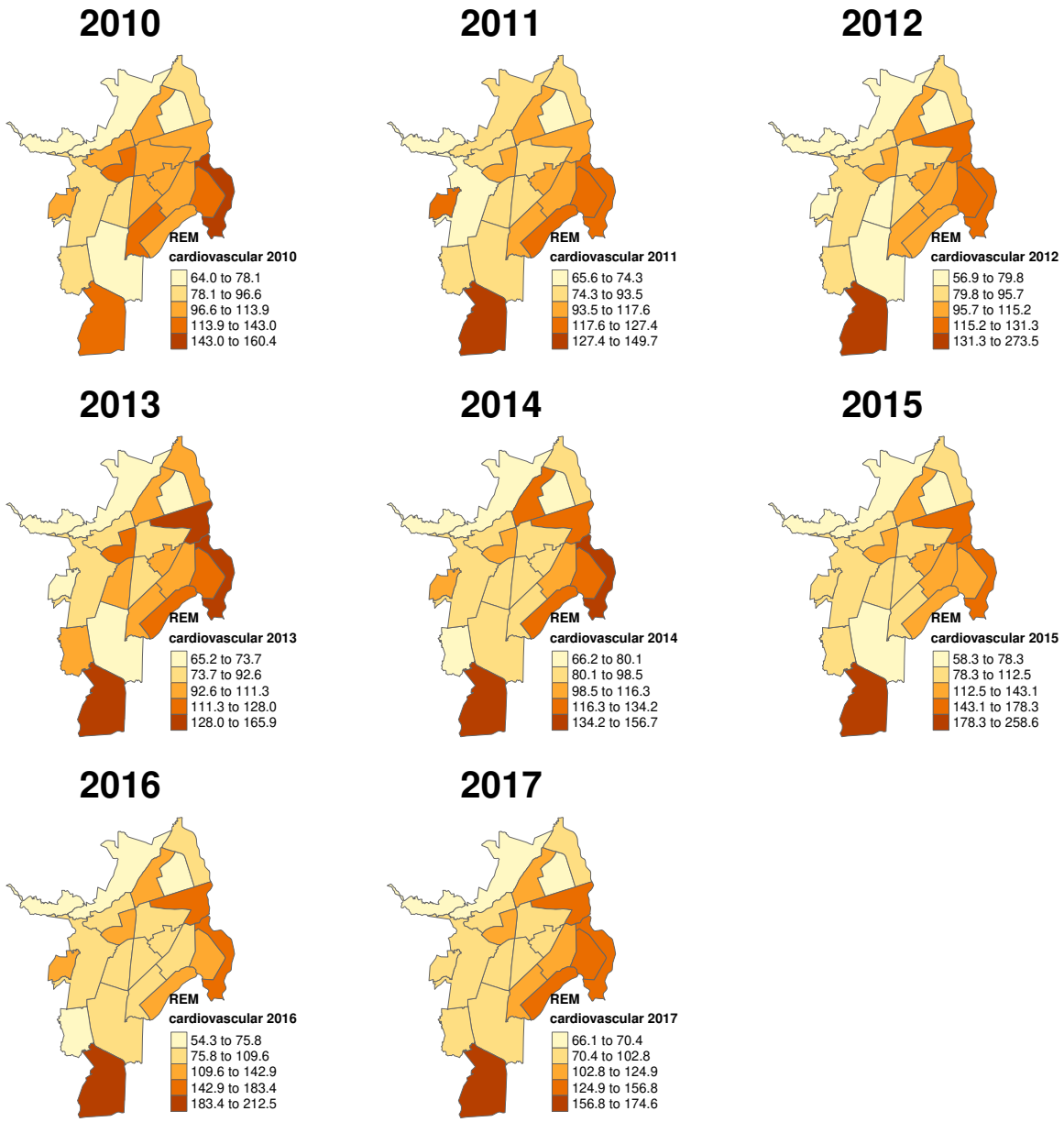


Figura 5-13.: Razones estandarizadas de mortalidad cardiovascular en Cali, período 2010-2017.

En el análisis general de las razones estandarizadas de mortalidad cardiovascular suavizadas en Cali, durante el período de estudio 2010-2017 (Figura **5-14**), se observa que los mayores riesgos poblacionales están más presentes de la periferia de Cali, específicamente en el oriente (comunas 7, 13, 14, 15, 16 y 21) y en el sur de la ciudad (comuna 22); por otro lado, los menores riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular se evidenciaron en la zona noroeste de Cali (comunas 1, 2 y 19).

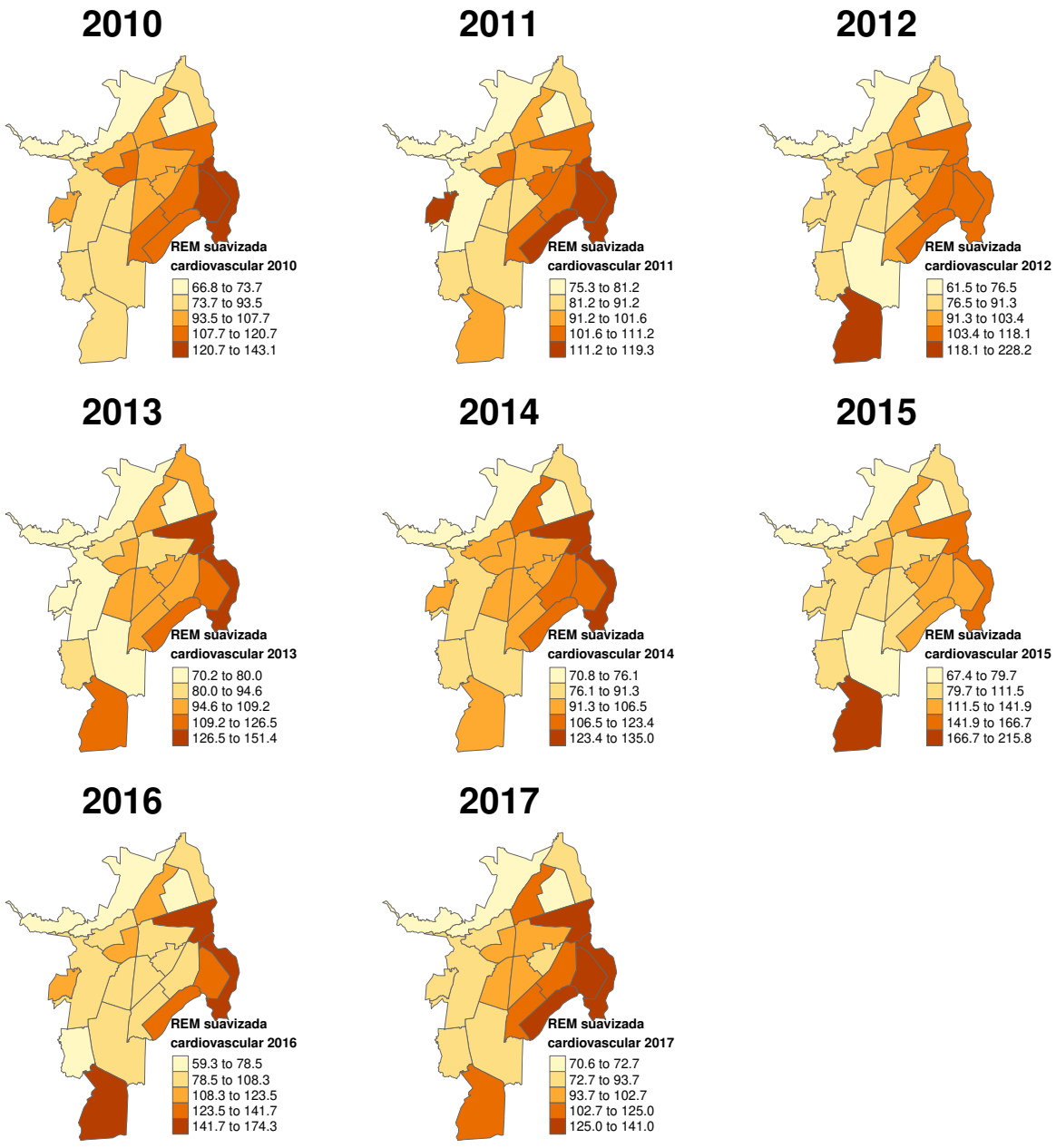


Figura 5-14.: Razones suavizadas estandarizadas de mortalidad cardiovascular en Cali, período 2010-2017.

5.3.1. Pruebas de autocorrelación espacial

La Tabla **5-8** presenta los estadísticos de las pruebas calculados mediante la REM y su respectivo valor p con un nivel de significancia $\alpha = 0,05$. Se observa que para el índice de C de Geary, en cada año existe autocorrelación espacial (valor p <0,05), el índice I de Moran muestra autocorrelación espacial para los años 2010 y 2017 (valor p <0,05); respecto

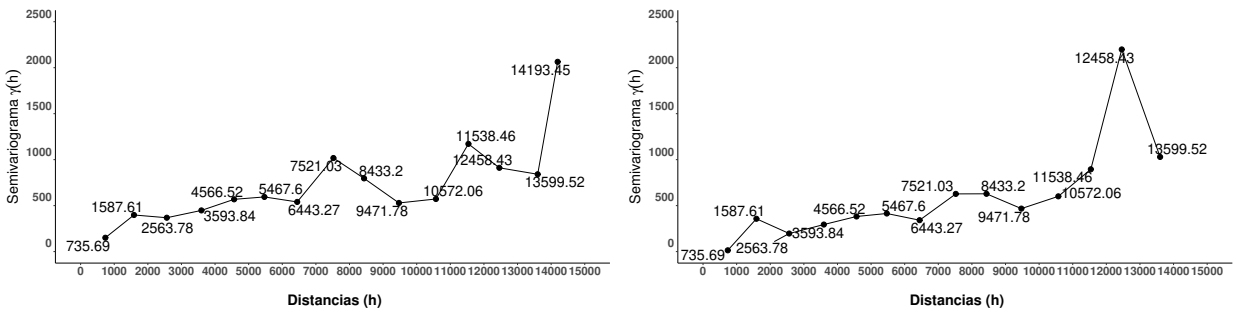
al índice empírico bayesiano (IEB), los años 2010, 2014 y 2017 presentaron una correlación espacial estadísticamente significativa (Valor p <0,05).

Los valores p no significativos ($> 0,05$) en la Tabla **5-8**, se deben a que el índice I de Moran y por consiguiente el índice empírico bayesiano son sensibles a valores extremos, sabemos que la media de las REM pueden estar influenciadas por comunas que pueden presentar valores extremos en esta variable, por tanto, la media de la REM puede no ser una medida representativa de todos los datos, como es el caso de la comuna 22, donde el riesgo en general es muy alto en comparación con las demás comunas para todos los años, esto se evidencia en la Figura **5-13**. Por otro lado, en el índice C de Geary, como se muestra en la ecuación 3-38, la similitud se calcula a partir de la diferencia entre la REM en la ubicación i y la REM en la ubicación j, por tanto, esta medida será la más adecuada para medir la autocorrelación espacial, adoptando la primera ley de Tobler (1970).

Tabla 5-8.: Pruebas de autocorrelación espacial global de las REM en Cali, durante el período 2010-2017.

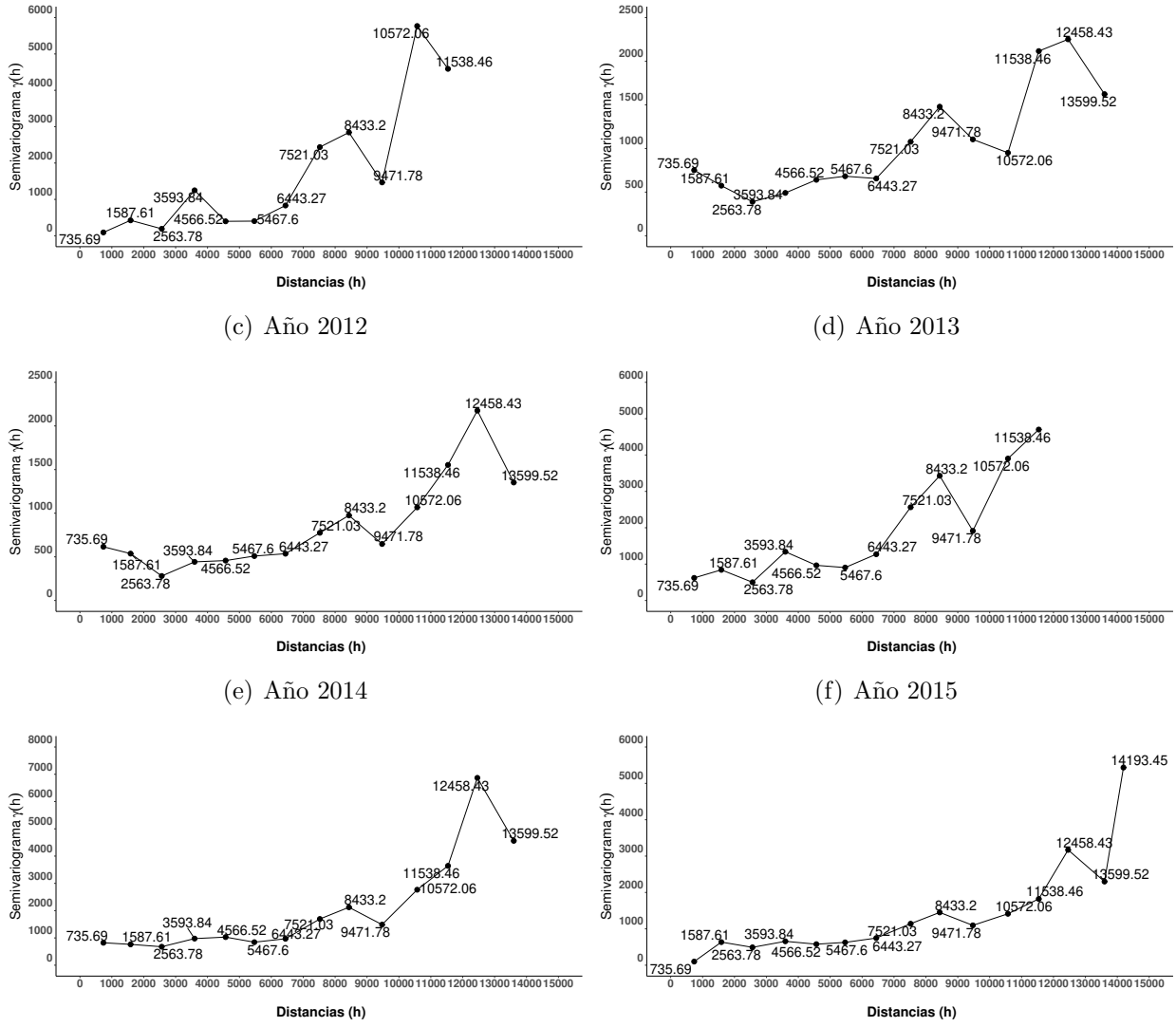
Pruebas de autocorrelación espacial global. Estadísto (valor p)								
Índice	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
C de Geary	0,58235 (0,011)	0,59917 (0,009)	0,39417 (0,022)	0,63923 (0,022)	0,65112 (0,02)	0,50728 (0,008)	0,59687 (0,015)	0,54108 (0,006)
I de Moran	0,32928 (0,007)	0,10642 (0,157)	0,0027877 (0,304)	0,15359 (0,088)	0,11844 (0,123)	0,064573 (0,186)	0,061422 (0,207)	0,21387 (0,041)
IEB	0,43095 (0,005)	0,20925 (0,08)	0,0603 (0,260)	0,2429 (0,041)	0,22968 (0,059)	0,16947 (0,109)	0,1482 (0,143)	0,31875 (0,027)

En la Figura **5-15** se muestra la función de semivariograma de las REM cardiovascular en Cali para cada año, se observa que en general todas las funciones tienen un comportamiento creciente, por lo cual se cumple con la primera ley de (Tobler 1970), debido a que a menor distancias entre las variables en las diferentes ubicaciones menor fue el valor del semivariograma, y a mayor distancia el semivariograma toma valores más grandes, adicional a esto, se calcularon las bandas de no autocorrelación espacial por el método de Monte Carlo (Figura **B-1** (anexo B)), donde se encontró que habían puntos por fuera del ancho de banda, por tanto, en todos los años se evidencia autocorrelación espacial en la ciudad de Cali. Este resultado, concuerda con el índice C de Geary, debido a que ambas medidas son funciones de tipo distancia.



(a) Año 2010

(b) Año 2011



(c) Año 2012

(d) Año 2013

(e) Año 2014

(f) Año 2015

(g) Año 2016

(h) Año 2017

Figura 5-15.: Función de semivariograma de las REM cardiovasculares en Cali, durante el período 2010-2017.

En la Figura **5-16** se observa los clúster formados por las comunas más significativas (valor p <0,05) según el índice de Moran local, donde para el año 2010 las poblaciones de las comunas 1, 6, 14 y 21 presentaron significancia estadística en los riesgos de mortalidad cardiovascular; para el año 2011 la comuna con riesgo poblacional más significativo fue la comuna 1; para el año 2012 no se observó clusters significativos en Cali; en el año 2013, las comunas con riesgos poblacionales significativos fueron las comunas 1, 14 19 y 21; en el año 2014 las poblaciones de las comunas 1, 14 y 21 presentaron riesgos poblacionales significativos; en el año 2015 las comunas 1, 19 y 21 tuvieron riesgos poblacionales estadísticamente significativos; en el año 2016, las comunas 1, 14 y 21, tuvieron riesgos

poblacionales con alta significancia estadística; finalmente, en el año 2017 las poblaciones de las comunas 1, 14 y 21, presentaron significancia estadística en los riesgos de mortalidad cardiovascular en Cali. En general, se observa clúters significativos en la periferia de la ciudad, siendo más presentes en el oriente, las comunas 14 y 21, y en el oeste, en la comuna 1.

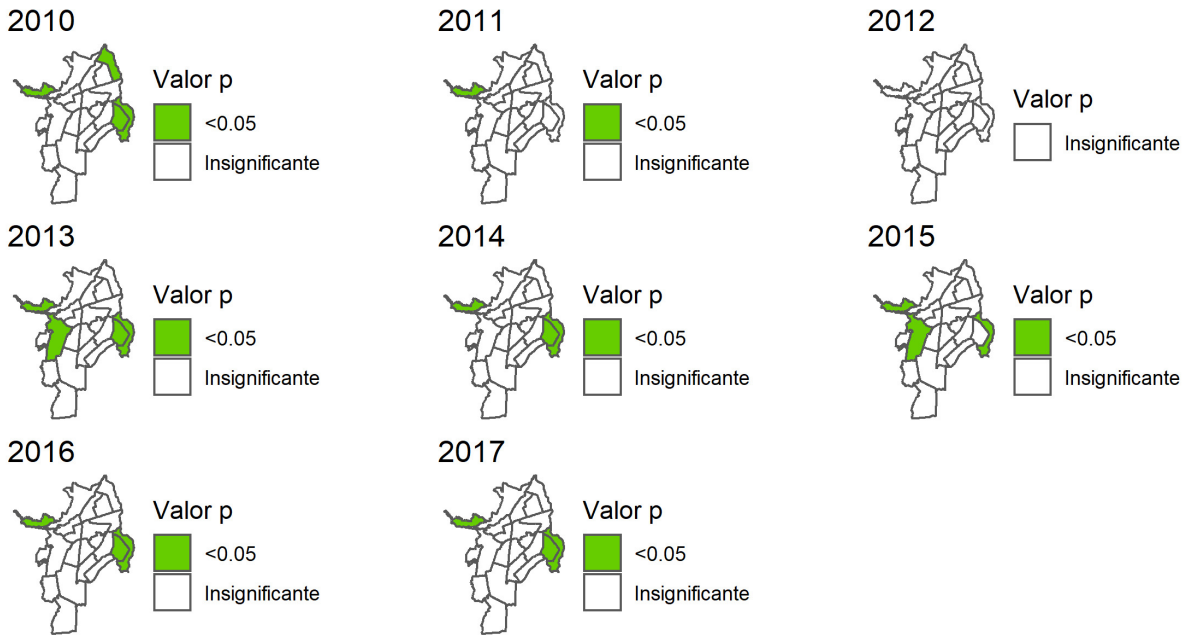


Figura 5-16.: Mapa de significancia del índice de Moran local de las REM cardiovasculares en Cali, durante el período 2010-2017.

En la Figura **5-17** se observan los clúster de las REM estadísticamente significativos según el índice C de Geary local, donde en el año 2010, las comunas 1, 2, 12 y 21 presentaron riesgos poblacionales estadísticamente significativos (valor p <0,05) con respecto a la autocorrelación espacial. En el año 2011, las poblaciones de las comunas 1, 13, 14, 15 y 20 tuvieron riesgos de mortalidad cardiovascular significativos, al igual que las comunas 13, 14, 15 y 21 en el año 2012 y las comunas 1, 11, 15, 19 y 21 en el año 2013. En el año 2014, en las comunas 1, 10, 11, 15, 19 y 21 hubo significancia estadística con respecto a los riesgos poblacionales, igual resultado se obtuvo en las comunas 15, 19 y 21, en el año 2015. En el año 2016, en las comunas 11, 12 y 21 se evidenció riesgos poblacionales significativos; finalmente, en el año 2017, las poblaciones de las comunas 1, 14, 15, 19 y 21, presentaron riesgos de mortalidad cardiovascular significativos en Cali.

En general, se observa que durante el periodo 2010-2017, las comunas 1, 15 y 21 en la mayoría de los años tuvieron riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos. Cabe resaltar, que a diferencia de los mapas de significancia estadística del índice local de Moran, la zona central de Cali presenta riesgos de mortalidad cardiovascular significativos.

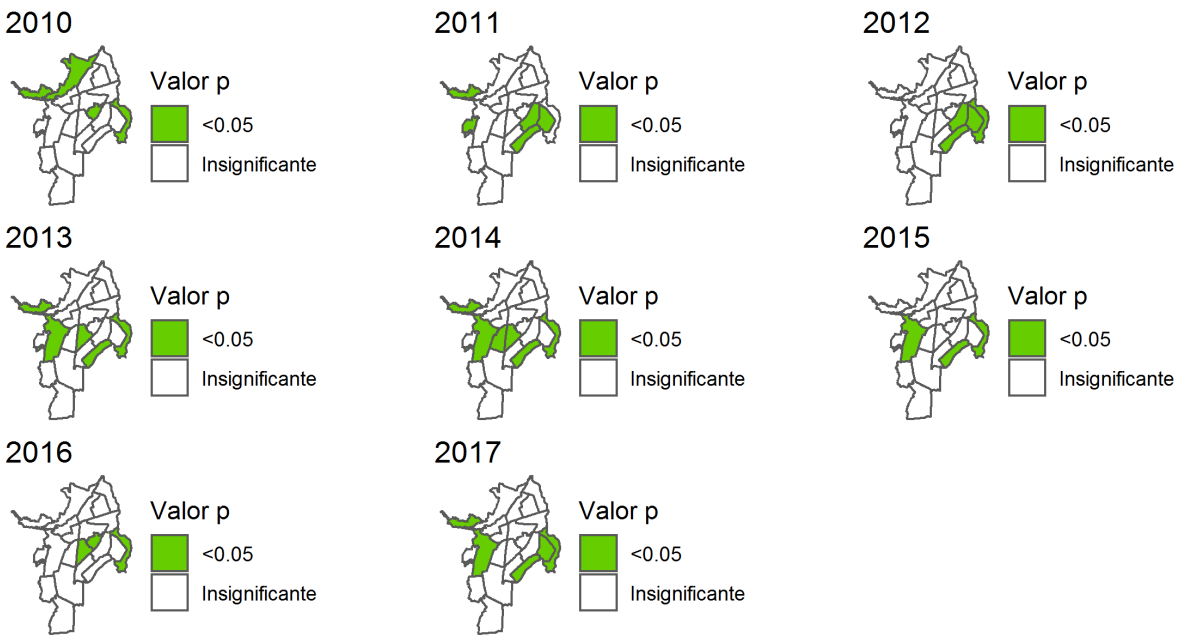


Figura 5-17.: Mapa de significancia del índice de Geary local de las REM cardiovasculares en Cali, durante el período 2010-2017.

En los mapas de significancia de los riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular en Cali, durante el período 2010-2017 (Figura **5-16** y Figura **5-17**), se observa que en el año 2010, las poblaciones de comunas con riesgos cardiovasculares significativos en ambas pruebas (I de Moran y C de Geary), fueron la comuna 1 que se caracteriza por presentar riesgos bajos y la comuna 22 por presentar riesgos altos de mortalidad cardiovascular. En la población de la comuna 1, el 57,14 % (14) de los casos fueron hombres y el 69,84 % (44) eran mayores de 70 años. Por otra parte, de la población fallecida que residía en la comuna 21, 51,11 % (46) eran mujeres y el 50 % (45) eran mayores de 70 años. En la Figura **5-18**, se observa que en la comuna 1 la mayor frecuencia de los casos eran viudos, en comparación a la comuna 21, en los cuales la mayor proporción se presentó en las personas que vivían en unión libre. Respecto al nivel educativo, en ambas comunas se observó que la mayoría de fallecidos tenía como máxima educación básica primaria, adicional a esto, más del 80 % de las personas estaban vinculados al régimen subsidiado o régimen contributivo, predominando el régimen subsidiado.

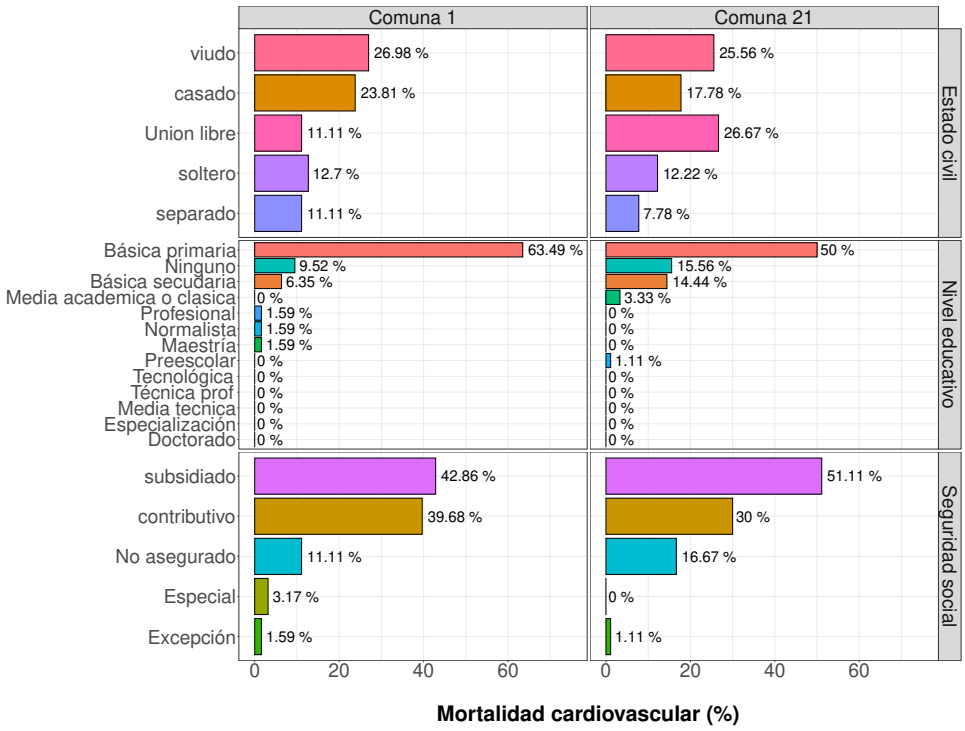


Figura 5-18.: Descriptivas de las comunas con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativas en Cali, año 2010.

En el año 2011, la comuna 1 fue significativa con respecto a los riesgos poblacionales en ambos índices locales, en la cual se resalta que el 55 % (33) de los fallecidos eran mujeres y el 73,33 % (44) de la población de estudio en esta comuna eran mayores a 70 años. Se observó también una mayor cantidad de personas viudas, y un máximo nivel educativo básica primaria, respecto a la seguridad social la mayor parte pertenecía al régimen subsidiado, siguiéndo luego el régimen contributivo (Figura **5-19**).

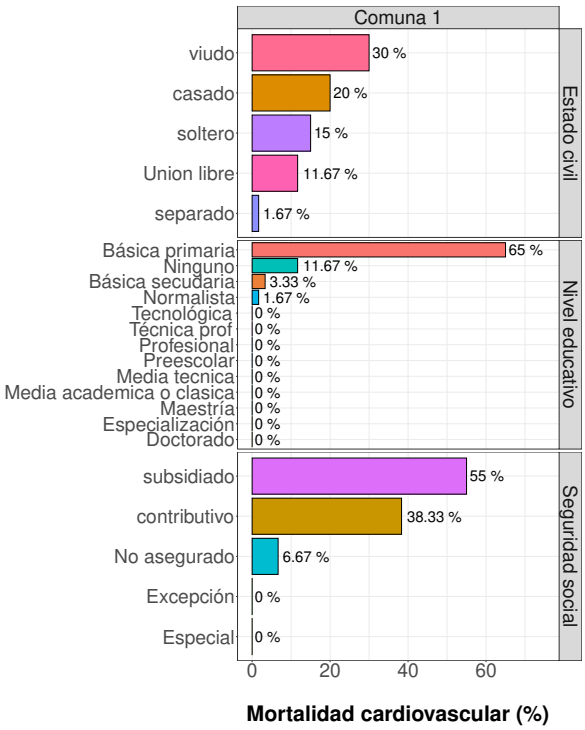


Figura 5-19.: Descriptivas de las comunas con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativas en Cali, año 2011.

En el año 2012, el índice local de Moran no presentó clúster significativos con respecto al riesgo de mortalidad cardiovascular en Cali, sin embargo, el mapa del índice C_i de Geary local indicó significancia en el clúster conformado por las comunas 13, 14, 15 y 21 ubicadas en el oriente de la ciudad, caracterizadas por tener los riesgos más altos de mortalidad cardiovascular (Figura **5-13**). En la población de la comuna 13, el 56,65 % (115) de los casos eran hombres y el 62,1 % (126) eran mayores de 70 años. Por otro lado, la población de la comuna 14, estaba compuesta por un 51,40 % (92) de hombres y el 62,01 % (111) tenían edades mayores a 70 años. La comuna 15 estaba conformada por un 55,32 % (78) de mujeres, y el 58,87 % (83) tenían edades mayores a 70 años. Por su parte, en la comuna 21 el 56,79 % (46) de los fallecidos eran hombres y la mayor parte (58,02 %) tenían edades mayores a los 70 años. En la Figura **5-20** se observa que la mayor proporción de casos tenían como estado civil viudos y casados, predominado en la comuna 13 el estado civil casado, en la comuna 14 y 15 viudos y en la comuna 21 proporción casados y viudos. La mayoría de los fallecidos tenía como máxima educación básica primaria, de igual forma la mayor frecuencia de casos en las tres comunas, tenían como seguridad social el régimen subsidiado.

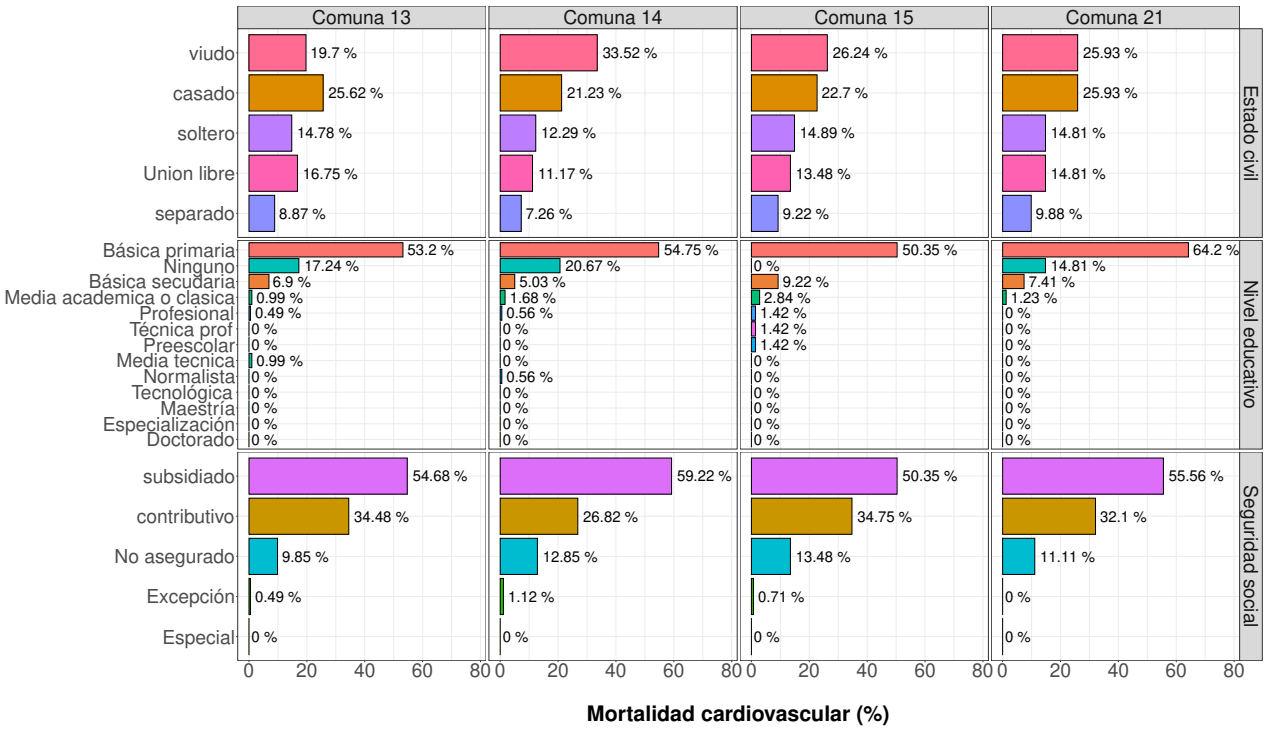


Figura 5-20.: Estadísticas descriptivas de las comunas con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos en Cali, año 2012.

Para el año 2013, en ambos índices locales se observó que las comunas 1, 19 y 21 fueron estadísticamente significativas con respecto al riesgo de mortalidad cardiovascular en Cali, donde las comunas 1 y 19 se destacaban por tener los riesgos poblacionales más bajos y la comuna 21 por tener el riesgo poblacional más alto en dicho año (Figura **5-13**). En la población de la comuna 1, el 50,75 % (34) eran mujeres y el 71,64 % (48) de los fallecidos tenían edades mayores a los 70 años. Por otro lado, de la población que residía en la comuna 19, el 51,7 % (122) eran mujeres y el 84,74 % (200) de esta población eran mayores a 70 años. Por otra parte, la población de la comuna 21 estaba conformada por 55,1 % (59) de mujeres y las personas mayores a 70 años representaban el 57,01 % (61) de la población fallecida. En la Figura **5-21** se observa que en las tres comunas la mayor frecuencia de fallecidos eran viudos, el máximo nivel educativo observado con mayor proporción fue la educación básica primaria y con respecto a la seguridad social, en las comunas 1 y 21, más del 50 % de los casos pertenecían al régimen subsidiado, mientras que en la comuna 19 más del 70 % estaban vinculados al régimen contributivo.

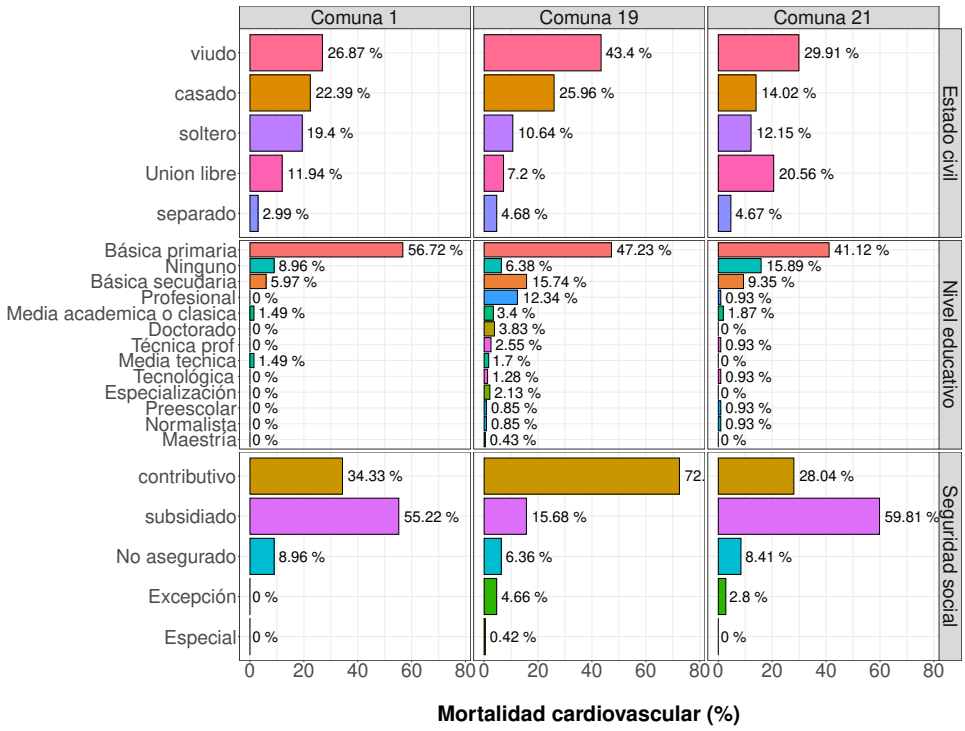


Figura 5-21.: Estadísticas descriptivas de las comunas con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos en Cali, año 2013.

En el año 2014, las comunas con riesgos poblacionales estadísticamente significativos, según los índices locales I_i de Moran y C_i de Geary, fueron las comunas 1 y 21, las cuales presentaron los riesgos más bajos y altos respectivamente. En la población de la comuna 1, el 56,94 % (41) de los casos fueron hombres y la mayor parte (77,7 %) de los fallecidos tuvieron edades superiores a los 70 años. Por otro lado, de los fallecidos por enfermedades cardiovasculares en la comuna 21, el 53,33 % (56) eran hombres y el 54,28 % (57) tenían edades mayores de 70 años. En la Figura **5-22** se observa que en ambas comunas la mayor proporción de los fallecidos eran viudos, y predominó como máximo nivel educativo básica primaria, adicional a esto, más del 50 % de los fallecidos estaban afiliados al régimen subsidiado.

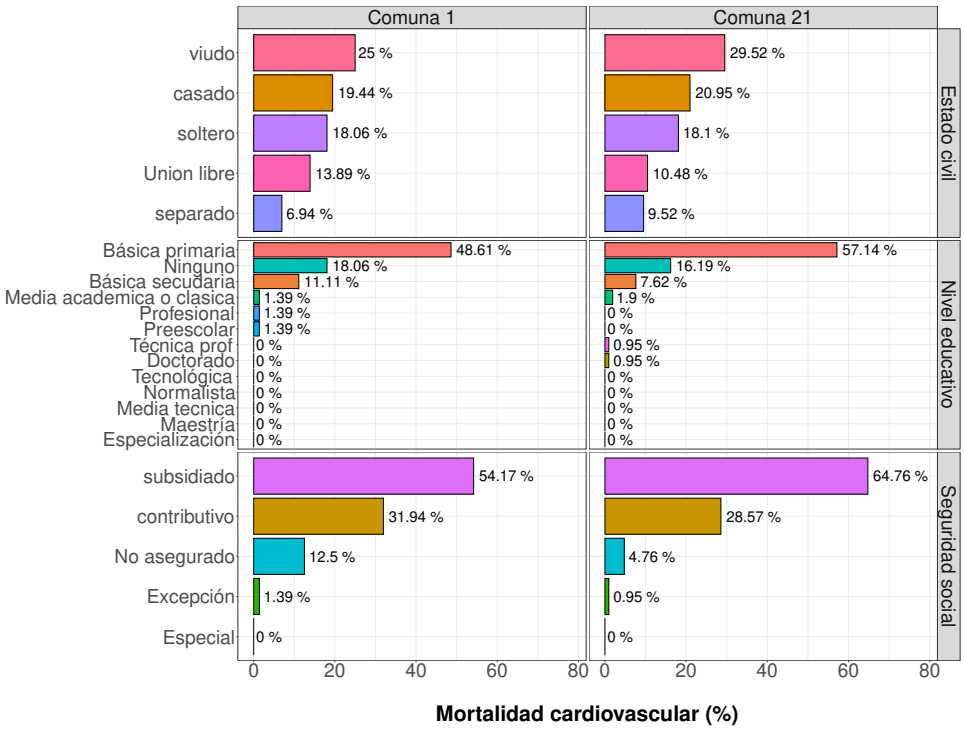


Figura 5-22.: Estadísticas descriptivas de las comunas con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos en Cali, año 2014.

Respecto al año 2015, las comunas 19 y 21 presentaron significancia estadística en ambos índices locales (Figura **5-16** y Figura **5-17**); donde la comuna 19 se encontró dentro de los grupos de comunas con los riesgos poblacionales más bajos de mortalidad cardiovascular, y la comuna 21 tuvo el exceso de riesgo poblacional más alto (Figura **5-13**). La comuna 19 estaba conformada por 52,94 % (153) de mujeres y el 84,08 % (243) tuvieron edades mayores a 70 años. Con respecto a la comuna 21, estaba compuesta por 56 % (70) de mujeres y el 58,4 % (73) de los fallecidos tuvieron edades mayores a 70 años. La mayor frecuencia de los fallecidos eran viudos, y gran parte tenían básica primaria como el máximo nivel educativo; en relación a la seguridad social, en la comuna 19 la mayoría tenían régimen contributivo y en la comuna 21 régimen subsidiado (Figura **5-23**).

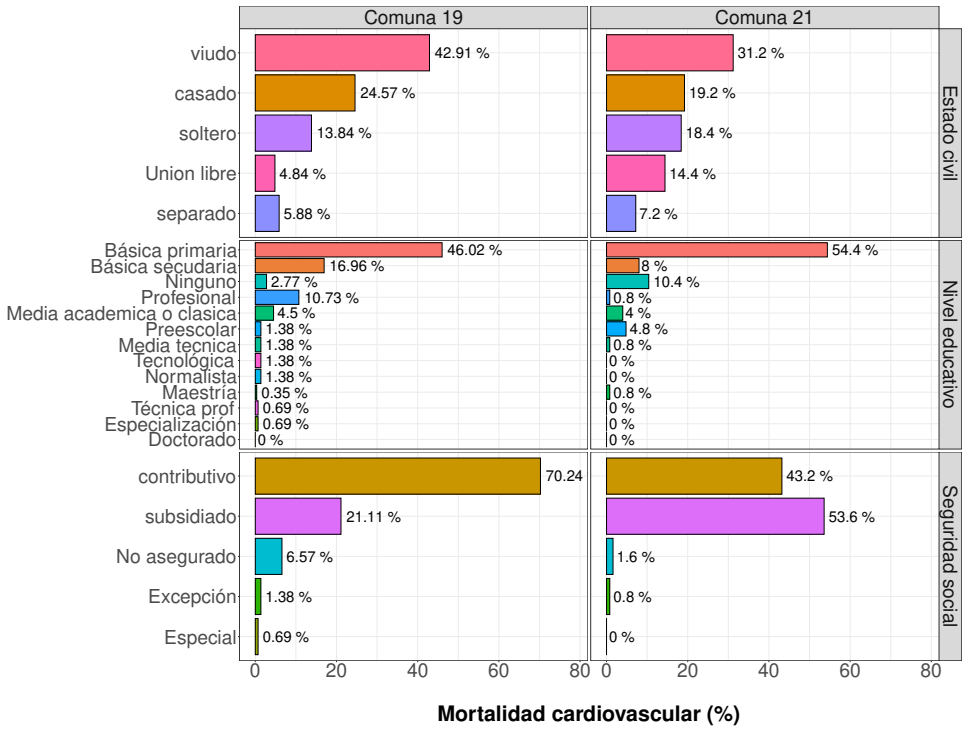


Figura 5-23.: Estadísticas descriptivas de las comunas con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos en Cali, año 2015.

Para el año 2016, la comuna 21 fue estadísticamente significativa en ambos índices locales, presentando el riesgo poblacional más alto de mortalidad cardiovascular en Cali (Figura **5-13**). La población de esta comuna, estaba compuesta por un 53,73 % (72) de hombres y se registró que la mayor parte (53,73 %) de los fallecidos tuvieron edades por encima de los 70 años; con respecto al estado civil la mayoría eran viudos o vivían en unión libre, el máximo nivel educativo fue básica primaria y finalmente, más del 80 % estaban vinculados al régimen subsidiado o régimen contributivo (Figura **5-24**).

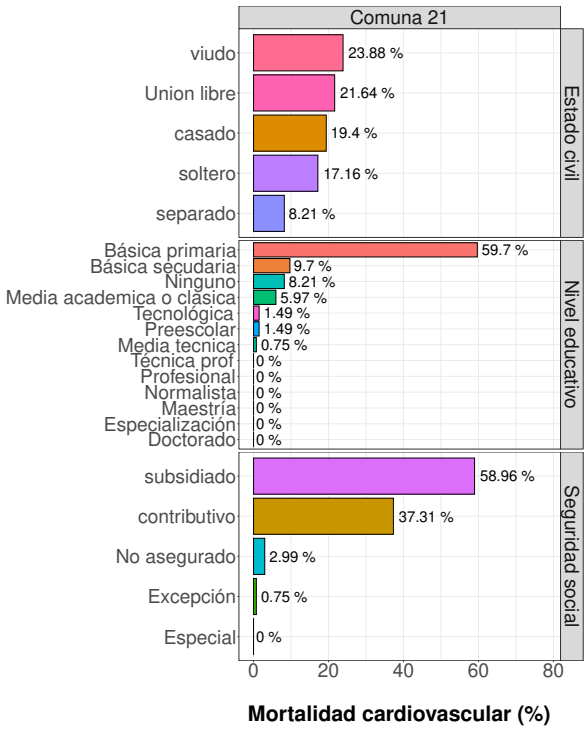


Figura 5-24.: Estadísticas descriptivas de las comunas con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos en Cali, año 2016.

En el año 2017, ambos índice locales indicaron significancia estadística en las comunas 1, 14 y 21 respecto al riesgo poblacional de mortalidad cardiovascular en Cali; la comuna 1 se caracterizó por presentar los riesgos poblacionales más bajos y las comunas 14 y 21 se destacaron por tener los mayores excesos de riesgos poblacionales (Figura **5-13**). En la población de la comuna 1, el 57,65 % (49) eran mujeres y el 74,12 % (63) de los fallecidos tenían edades superiores a 70 años. Por otro lado, la comuna 14 estaba compuesta por un 50,58 % (130) de mujeres y la mayor parte (63,04 %) de los fallecidos presentaron edades superiores a 70 años. Por su parte, en la comuna 21, el 57,14 % (68) de los fallecidos eran mujeres y en esta comuna las personas mayores a 70 años representaron el 59,66 % (71) de las muertes cardiovasculares. En la Figura **5-25** se observa que en las tres comunas, la mayor proporción de fallecidos eran viudos, se registró en la mayoría de los casos básica primaria como el máximo nivel educativo, y más del 80 % tenían como seguridad social régimen subsidiado o contributivo, predominando el régimen subsidiado en las tres comunas.

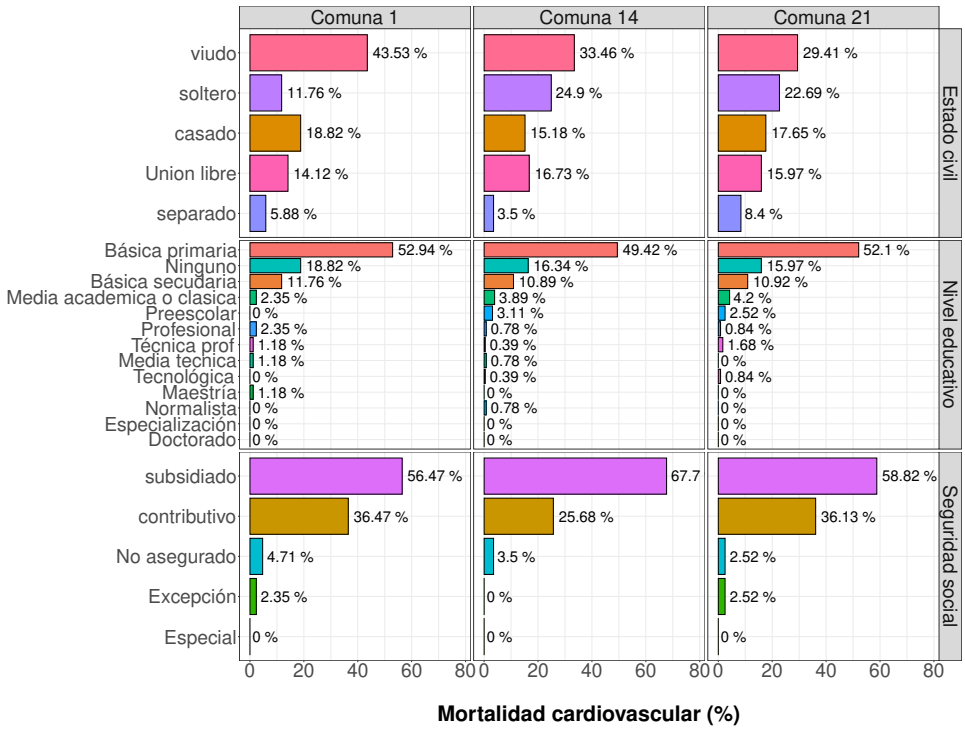


Figura 5-25.: Estadísticas descriptivas de las comunas con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos en Cali, año 2017.

6. Conclusiones y recomendaciones

6.1. Conclusiones

Este estudio utilizó la base de datos suministrada por la Secretaría de Salud Pública Municipal de Cali, obtenida mediante los Certificados de Defunción del DANE (DANE 2017*a*), en los cuales se registraron todas las muertes ocurridas en Cali durante el período 2010-2017, a partir de la cual se seleccionaron todas las muertes cardiovasculares de los residentes en Cali, disponiendo así de 28.804 registros para el análisis exploratorio y epidemiológico y 27.414 registros para el análisis espacial. Durante el período 2010-2017 entre el 25,69 % y el 31,5 % de los casos de muertes cardiovasculares ocurrieron en edades prematuras (30 a 69 años) y entre el 67,66 % y el 73,40 % ocurrieron en mayores de 70 años.

A nivel exploratorio se encontró que las enfermedades no transmisibles fueron las principales causantes de muertes en Cali durante el período 2010-2017, dentro de las cuales, las enfermedades cardiovasculares presentaron la mayor proporción de muertes, esta estructura concuerda con las principales enfermedades no transmisibles causantes de muerte en el mundo, según lo planteado por la Organización Mundial de la Salud (OMS 2018). Se encontró también que las muertes cardiovasculares en mujeres están por encima de los hombres en edades avanzadas; con respecto a esto, han surgido hipótesis en las cuales se plantea que los estrógenos son un factor protector en el riesgo cardiovascular de las mujeres y al pasar la menopausia esta hormona disminuye y por lo tanto aumenta el riesgo de desarrollar enfermedades cardiovasculares (Bots et al. 2017). A nivel epidemiológico, la variación de las tasas estandarizadas de mortalidad cardiovascular en Cali tuvo un comportamiento creciente en todo el período de estudio, adicional a esto, los hombres presentaron mayores tasas de mortalidad cardiovascular en comparación con las mujeres. De acuerdo a un estudio previo, en el cual se analizaron los países más poblados del mundo, se ha planteado que la mortalidad por enfermedades coronarias y cerebrovasculares son más frecuentes en hombres (Bots et al. 2017); en la presente investigación se encontró que las enfermedades más presentes eran las enfermedades hipertensivas, las enfermedades cerebrovasculares y las isquémicas del corazón, por tanto, las altas tasas de mortalidad cardiovascular en los hombres pueden deberse a la alta presencia de estas enfermedades.

Desde el punto de vista espacial, la suavización de las razones estandarizadas de mortalidad cardiovascular redujo el efecto de la variabilidad de la población, permitiendo

identificar las comunas con riesgos altos y bajos, de las cuales los riesgos poblacionales más relevantes estuvieron más presentes en la periferia de Cali, específicamente en el oriente (comunas 7, 13, 14, 15, 16 y 21) y en el sur de la ciudad (comuna 22), por otro lado, los menores riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular se evidenciaron en la zona noroeste de Cali (comunas 1, 2 y 19). Los altos riesgos poblacionales en el oriente de Cali pueden estar relacionados a factores ambientales y sociales; el oriente de la ciudad ha sido considerado por el DAGMA como una de las zonas con altos niveles de contaminación atmosférica, de acuerdo a un estudio previo, la exposición a contaminates en el aire conlleva a aumentar el riesgo de una enfermedad cardiovascular (Mustafić et al. 2012). Adicional a esto, esta zona se ha caracterizado por tener una mayor presencia de población desplazada y vulnerable, y por consiguiente, crean invasiones que son de difícil acceso para las entidades que se encargan de brindar una atención estatal enfocada a las necesidades de la poblaciones vulnerables (Restrepo et al. 2014). Por otro lado, en la zona oriental de la ciudad hay pocos centros de salud, por tanto, pueden ser de difícil acceso para los controles de enfermedades cardiovasculares. Al igual que en el oriente de la ciudad, la zona sur de Cali también presenta altos niveles de contaminación en el aire, según los boletines mensuales de calidad del aire del DAGMA, por lo cual este puede ser un factor de riesgo poblacional asociado a las mortalidades cardiovasculares. Por su parte, en la zona noroeste de Cali los casos de mortalidad cardiovascular ocurrieron en adultos mayores de 70 años, representando más del 70 % de los fallecimientos, debido a esto, se ha buscado crear estrategias como lo ha hecho la Red de Salud de Ladera, la cual ha implementado programas dirigidos al adulto mayor, enfocados en brindar herramientas en el manejo conceptual y práctico de las enfermedades cardiovasculares, con el fin de promover estilos de vida saludables (Alcaldía de Santiago de Cali 2010).

Con respecto a las pruebas de autocorrelación espacial se identificaron las comunas 1 y 21, correspondientes a las zonas oeste y oriente respectivamente, como las zonas con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular más significativas en el período de estudio. La comuna 1 con riesgos bajos estadísticamente significativos está conformada por los barrios: Terrón Colorado, Vista Hermosa, Sector Patio Bonito y Aguacatal, siendo su estrato moda igual a 1; la comuna 21 con exceso de riesgos de mortalidad cardiovascular estadísticamente significativos, está conformada por los barrios: Pízamos I, Pízamos II, Calimio Desepaz, El Remanso, Los Líderes, Desepaz Invicali, Compartir, Ciudad Talanga, Villa Mercedes I - Villa Luz - Las Garzas, Pízamos III - Las Dalias, Potrero Grande, Ciudadela del Río, Valle Grande y la Planta de Tratamiento, siendo su estrato moda 1.

A nivel estadístico, se evidenció que al comparar las REM ajustadas con las REM suavizadas, se presentaron diferencias en la distribución de los riesgos, por tanto, al reducir el efecto del tamaño de la población las estimaciones de la REM permitieron identificar correctamente las comunas de riesgos altos y bajos, mostrando su verdadero comportamiento

en la zona de estudio. Lo anterior, concuerda con lo dicho por los autores como Waller & Gotway (2004) los cuales expresan que el uso de un estimador suavizado es mejor que uno donde no se suaviza. Adicional a esto, al obtener el índice I de Moran y por consiguiente el índice empírico bayesiano (IEB), se encontró que estas pruebas fueron sensibles a valores de la REM extremos, afectando el promedio de estos y por tanto no permitiendo evaluar la verdadera significancia estadística de autocorrelación espacial en todos los años de estudio. Por otro lado, el índice C de Geary y el semivariograma al ser funciones de tipo distancia, expresan la verdadera similitud entre dos variables adoptanto la primera ley de Tobler (1970). Dado lo anterior, para este estudio, el índice C de Geary y la función de semivariograma se consideraron como las medidas más adecuadas para medir la autocorrelación espacial de riesgos de mortalidad cardiovascular en Cali. Cabe destacar que autores como Cressie (1993), Schabenberger & Gotway (2005) y Zhao & Wall (2004) hacen uso del semivariograma en el análisis espacial de datos de áreas (lattices).

6.2. Limitaciones del estudio

Se presentaron limitaciones respecto al análisis espacial, debido a que no se registraron en algunos casos la comuna en la que residía el fallecido, por tanto, se perdió un 2,54 % de la información para determinar las tasas estantadarizadas y razones estandarizadas de mortalidad cardiovascular por comunas en Cali. Adicional a esto, se sabe que Cali está conformada por 22 comunas (zona urbana) y 15 corregimientos (zona rural); para realizar la estandarización de las tasas y las razones se requieren las edades por grupos de edad (quinquenales) para cada zona de estudio, sin embargo con respecto a la zona rural, no se encontró información explícita de los grupos de edades para los corregimientos, por tanto, el análisis epidemiológico y espacial se desarrolló con información de la zona urbana de Cali.

6.3. Recomendaciones

Para el análisis espacial se recomienda desarrollar la metodología de suavización para las tasas estandarizadas de mortalidad por el método directo, ya que este método de estandarización es más adecuado para determinar los riesgos poblacionales, debido a que tiene en cuenta la población de referencia directamente.

En los indicadores locales de autocorrelación espacial pueden surgir dificultades con respecto al error tipo I (α), debido a que estos contrastan múltiples hipótesis de autocorrelación espacial, por tanto, se recomienda usar correcciones en el nivel α que puedan tratar tanto la dependencia como el problema de múltiples hipótesis, con el fin de obtener una mayor precisión en la significancia estadística de los clúster a nivel espacial (para mayor información revisar (Caldas de Castro & Singer 2006)).

Uno de los principales objetivos de la Organiación Mundial de la Salud es reducir las muertes prematuras, las cuales ocurren entre los 30 a 69 años, por lo cual se recomienda realizar el análisis espacial de la mortalidad cardiovascular en Cali en este grupo etario.

Bibliografía

Alcaldía de Santiago de Cali (2010), 'Gestores de Salud: estrategia de inclusión hacia el adulto mayor', `https://www.cali.gov.co/salud/publicaciones/32708/gestores_de_salud_estrategia_de_inclusin_hacia_el_adulto_mayor/`. Revisado 12-05-2020.

Alonso, Q., Bibiana, N., Payares García, D. E. et al. (2018), 'Análisis epidemiológico-espacial de los determinantes de la neumonía en Bogotá (2004-2014)', *Universidad Distrital Francisco José de Caldas* .

Anselin, L. (1995), 'Local indicators of spatial association—LISA', *Geographical Analysis* **27**(2), 93–115.

Anselin, L. (2017), 'A local indicator of multivariate spatial association: extending Geary's C', *University of Chicago* .

Anselin, L., Lozano, L. & Koschinsky, J. (2006), 'Rate transformations and smoothing. Spatial analysis', *Urbana: Laboratory Department of Geography, University of Illinois, Urbana-Champaign* .

Asaria, P., Fortunato, L., Fecht, D., Tzoulaki, I., Abellan, J. J., Hambly, P., de Hoogh, K., Ezzati, M. & Elliott, P. (2012), 'Trends and inequalities in cardiovascular disease mortality across 7932 English electoral wards, 1982–2006: Bayesian Spatial Analysis', *International Journal of Epidemiology* **41**(6), 1737–1749.

Assuncao, R. M. & Reis, E. A. (1999), 'A new proposal to adjust Moran's I for population density', *Statistics in Medicine* **18**(16), 2147–2162.

Barceló, M. A., Saez, M., Cano-Serral, G., Martínez-Beneito, M. Á., Martínez, J. M., Borrell, C., Ocaña-Riola, R., Montoya, I., Calvo, M., López-Abente, G. et al. (2008), 'Métodos para la suavización de indicadores de mortalidad: aplicación al análisis de desigualdades en mortalidad en ciudades del Estado español (Proyecto MEDEA)', *Gaceta Sanitaria* **22**(6), 596–608.

Bots, S. H., Peters, S. A. & Woodward, M. (2017), 'Sex differences in coronary heart disease and stroke mortality: a global assessment of the effect of ageing between 1980 and 2010', *BMJ global health* **2**(2), e000298.

Boulos, M. N. K. (2004), 'Towards evidence-based, GIS-driven national spatial health information infrastructure and surveillance services in the United Kingdom', *International Journal of Health Geographics* **3**(1), 1.

Caldas de Castro, M. & Singer, B. H. (2006), 'Controlling the false discovery rate: a new application to account for multiple and dependent tests in local statistics of spatial association', *Geographical Analysis* **38**(2), 180–208.

Celemín, J. P. (2009), 'Autocorrelación espacial e indicadores locales de asociación espacial. Importancia, estructura y aplicación', *Revista Universitaria de Geografía* **18**, 11–31.

Chaparro-Narváez, P., Castañeda Orjuela, C., León Quevedo, W. & De la Hoz Restrepo, F. (2015), 'Cardiovascular disease mortality among under 75 years old population: An analysis in Colombia of 1998-2011 period', *Int J Health Sci Res* **5**, 325–338.

Chou, S. W. & Alvarado, R. (2018), 'Un Modelo jerárquico Bayesiano espacio-temporal con variable de conteos: aplicación de VIH/SIDA en Costa Rica', *Comunicaciones en Estadística* **11**(1), 9–35.

Clayton, D. & Kaldor, J. (1987), 'Empirical Bayes estimates of age-standardized relative risks for use in disease mapping', *Biometrics* **43**(3), 671–681.

Cressie, N. (1993), *Statistics for Spatial Data*, Wiley series in Probability and Mathematical Statistics: Applied Probability and Statistics, J. Wiley.

Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) (2012), 'Sistema de Información y Consulta: Estadísticas Vitales', `http://systema74.dane.gov.co/bincol/rpwebengine.exe/portal?lang=esp`. Revisado 20-09-2018.

Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) (2017*a*), 'Certificado de Defunción Antecedente para el Registro Civil', `https://www.minsalud.gov.co/Documentos%20y%20Publicaciones/Certificado%20Defuncion.pdf`. Revisado 25-10-2018.

Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) (2017*b*), 'Defunciones no fetales - Dane', `https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/salud/nacimientos-y-defunciones/defunciones-no-fetales/defunciones-no-fetales-2017`. Revisado 20-10-2018.

Devine, O. J., Louis, T. A. & Halloran, M. E. (1994), 'Empirical Bayes methods for stabilizing incidence rates before mapping', *Epidemiology* (6), 622–630.

Emery, X. (2013), 'Geoestadística', *Universidad de Chile* **107**.

Fay, M. P. & Feuer, E. J. (1997), 'Confidence intervals for directly standardized rates: a method based on the gamma distribution', *Statistics in Medicine* **16**(7), 791–801.

Giraldo Henao, R. (2002), *Introducción a la geoestadística: Teoría y aplicación, Bogotá, Colombia*, Universidad Nacional de Colombia.

Giraldo Henao, R. (2011), *Estadística Espacial. Departamento de Estadística, Bogotá, Colombia*, Universidad Nacional de Colombia.

Gómez-Barroso, D., Nogareda, F., Cano, R., Pina, M. F., Barrio, J. L. D. & Simon, F. (2011), 'Patrón espacial de la legionelosis en españa, 2003-2007', *Gaceta Sanitaria* **25**(4), 290–295.

Gómez Barroso, D., Prieto Flores, M. E., Mellado San Gabino, A. & Moreno Jiménez, A. (2015), 'Análisis espacial de la mortalidad por enfermedades cardiovasculares en la ciudad de Madrid, España', *Revista Española de Salud Pública* **89**(1), 27–37.

Gómez, L. A. (2011), 'Las enfermedades cardiovasculares: un problema de salud pública y un reto global', *Biomédica* **31**(4).

Gonzalez, M. V. (2015), Modelo extendidos para el análisis espacial en epidemiología del cáncer, Master's thesis.

Instituto Nacional de la Salud (INS) (2013), 'Enfermedad cardiovascular: principal causa de muerte en Colombia', `https://www.minsalud.gov.co/sites/rid/Lists/BibliotecaDigital/RIDE/IA/INS/Boletin-tecnico-1-ONS.pdf`. Revisado 20-09-2018.

Jenks, G. F. & Caspall, F. C. (1971), 'Error on choroplethic maps: definition, measurement, reduction', *Annals of the Association of American Geographers* **61**(2), 217–244.

Kreatsoulas, C. & Anand, S. S. (2010), 'The impact of social determinants on cardiovascular disease', *Canadian Journal of Cardiology* **26**, 8C–13C.

Legendre, P. & Fortin, M. J. (1989), 'Spatial pattern and ecological analysis', *Vegetatio* **80**(2), 107–138.

Marshall, R. J. (1991), 'Mapping disease and mortality rates using empirical Bayes estimators', *Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics)* **40**(2), 283–294.

Mendivelso Duarte, F. O. et al. (2013), Epidemiología de la mortalidad por enfermedades no transmisibles Colombia 1998–2010, PhD thesis, Universidad Nacional de Colombia.

Meza, J. L. (2003), 'Empirical Bayes estimation smoothing of relative risks in disease mapping', *Journal of Statistical Planning and Inference* **112**(1-2), 43–62.

Ministerio de Salud y Protección Social (Minsalud) (2019), 'Misión y visión institucional', https://www.minsalud.gov.co/Ministerio/Institucional/Paginas/mision-vision-principios.aspx. Revisado 02-06-2019.

Moreno Altamirano, A., López Moreno, S. & Corcho Berdugo, A. (2000), 'Principales medidas en epidemiología', *Salud pública de México* **42**, 337–348.

Moreno Serrano, R., Vayá-Valcarce, E. et al. (2002), 'Econometría espacial: nuevas técnicas para el análisis regional. Una aplicación a las regiones europeas', (1), 83–106.

Murray, C. J., Lopez, A. D., Mathers, C. D. & Stein, C. (2001), 'The Global Burden of Disease 2000 project: aims, methods and data sources', *Geneva: World Health Organization* **36**, 1–57.

Mustafić, H., Jabre, P., Caussin, C., Murad, M. H., Escolano, S., Tafflet, M., Périer, M.-C., Marijon, E., Vernerey, D., Empana, J.-P. et al. (2012), 'Main air pollutants and myocardial infarction: a systematic review and meta-analysis', *Jama* **307**(7), 713–721.

Organización Mundial de la Salud (OMS) (2002), 'Un método epidemiológico clásico para la comparación de tasas', *Boletín Epidemiológico* **23**(3), 9–12.

Organización Mundial de la Salud (OMS) (2013), 'Global action plan for the prevention and control of noncommunicable diseases 2013-2020'.

Organización Mundial de la Salud (OMS) (2014*a*), 'Informe sobre la situación mundial de las enfermedades no transmisibles 2014', http://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/149296/WHO_NMH_NVI_15.1_spa.pdf?sequence=1. Revisado 20-09-2018.

Organización Mundial de la Salud (OMS) (2014*b*), 'Noncommunicable diseases country profiles 2014', https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/128038/9789241507509_eng.pdf?sequence=1. Revisado 20-09-2018.

Organización Mundial de la Salud (OMS) (2017), 'Enfermedades cardiovasculares', http://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/cardiovascular-diseases-(cvds). Revisado 13-09-2018.

Organización Mundial de la Salud (OMS) (2018), 'Enfermedades no transmisibles', http://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/noncommunicable-diseases. Revisado 13-09-2018.

Organización Panamericana de la Salud (OPS) (2002), 'La Estandarización: Un Método Epidemiológico Clásico para la Comparación de Tasas', *Boletín Epidemiológico. Septiembre* **23**(3), 9–12.

Organización Panamericana de la Salud (OPS) (2008), *Sistemas de salud basados en la atención primaria de salud: Estrategias para el desarrollo de los equipos de APS.*, OPS.

Organización Panamericana de la Salud (OPS) (1995), *Clasificación Estadística Internacional de Enfermedades y Problemas Relacionados con la Salud Vol. 1 (CIE-10)*, Organización Panamericana de la Salud.

O'sullivan, D. & Unwin, D. (2014), *Geographic information analysis*, John Wiley & Sons.

Prieto, V. H., Quintero, C. & Rodríguez, I. (1995), 'Análisis de Bayes empírico mediante un ejemplo', *Revista Colombiana de Estadística* **16**(31-32).

Red Española de Registros de Cáncer (REDECAN) (2019), 'Glosario', `https://redecan.org/redecan.org/es/pagee954.html?id=204&title=glosario`. Revisado 15-08-2019.

Restrepo, J., Ortega, P. & Arocha, M. (2014), *Violencia juvenil en contextos urbanos*, Centro de Recursos para el Análisis de Conflictos (CERAC).

Schabenberger & Gotway (2005), *Statistical Methods for Spatial Data Analysis*, Chapman and Hall, England.

Schabenberger, O. & Pierce, F. J. (2001), *Contemporary statistical models for the plant and soil sciences*, CRC press.

Secretaría de Salud Pública Municipal de Cali (2011), 'Análisis de Situación de Salud (ASIS) Municipio de Santiago de Cali', `http://calisaludable.cali.gov.co/proyectos/Informes_Plan_Territorial_de_Salud_2012/asis_2011_final.pdf`. Revisado 20-09-2018.

Servicio Gallego de Salud (SERGAS) (2014), 'Ajuste de tasas', `https://www.sergas.es/Saude-publica/Documents/1895/Ayuda_Epidat_4_Ajuste_de_tasas_Octubre2014.pdf`. Revisado 14-01-2020.

Silva Ayçaguer, C., Benavides Rodríguez, A. & Vidal Rodeiro, C. L. (2003), 'Análisis espacial de la mortalidad en áreas geográficas pequeñas: El enfoque bayesiano', *Revista Cubana de Salud Pública* **29**(4), 289–297.

Smith, T. (2011), 'Notebook on spatial data analysis, web book', `https://www.seas.upenn.edu/~ese502/#notebook`. Revisado 12-02-2020.

Soto, A. G. M. & López, L. M. O. (2005), *Análisis y síntesis en cartografía: algunos procedimientos*, Universidad Nacional de Colombia.

Thompson, J., Eagleson, S., Ghadirian, P. & Rajabifard, A. (2009), 'SDI for collaborative health services planning', *In Global Spatial Data Infrastructures 11 World Conference, Rotterdam, The Netherlands* . Revisado 13-02-2018.

Tobler, W. R. (1970), 'A computer movie simulating urban growth in the Detroit region', *Economic geography* **46**(sup1), 234–240.

Tsai, P.-J. (2012), 'Application of Moran's test with an empirical Bayesian rate to leading health care problems in Taiwan in a 7-year period (2002–2008)', *Global Journal of Health Science* **4**(5), 63.

Waller, L. A. & Gotway, C. A. (2004), *Applied spatial statistics for public health data*, Vol. 368, John Wiley & Sons.

Yasaitis, L. C., Arcaya, M. C. & Subramanian, S. (2015), 'Comparison of estimation methods for creating small area rates of acute myocardial infarction among Medicare beneficiaries in California', *Health & place* **35**, 95–104.

Zhao, Y. & Wall, M. M. (2004), 'Investigating the use of the variogram for lattice data', *Journal of Computational and Graphical Statistics* **13**(3), 719–738.

Zuur, A., Ieno, E. N. & Smith, G. M. (2007), *Analyzing ecological data*, Springer.

A. Anexo: Análisis epidemiológico

Tabla A-1.: Tasas estandarizadas de mortalidad cardiovascular en Cali con sus intervalos de confianza 95 %, período 2010-2017. Población de referencia censo de Cali 2018.

Año	Tasa de mortalidad cardiovascular estandarizada en Cali por 100.000 hab. (IC 95 %)	Tasa de mortalidad estandarizada cardiovascular en Hombres por 100.000 hab. (IC 95 %)	Tasa de mortalidad cardiovascular estandarizada en Mujeres por 100.000 hab. (IC 95 %)
2010	235,9329 (227,6752-244,4509)	279,0461 (265,0001-293,6913)	204,6816 (194,6764-215,0885)
2011	230,0259 (221,9749-238,3184)	262,6287 (249,1319-276,6941)	206,2156 (196,306-216,5086)
2012	226,0164 (218,1329-234,1291)	274,3895 (260,6888-288,6867)	191,9304 (182,5182-201,6987)
2013	235,0916 (227,099-243,3094)	277,9757 (264,2331-292,3033)	205,2699 (195,6925-215,2152)
2014	235,6875 (227,8394-243,7825)	290,752 (276,6991-305,4441)	199,0385 (189,8167-208,5781)
2015	260,654 (252,4279-269,0935)	309,8381 (295,2766-325,001)	228,1194 (218,3644-238,1845)
2016	257,08 (249,0545-265,308)	319,5269 (304,956-334,6475)	216,394 (207,056-226,043)
2017	257,4161 (249,5084-265,4977)	308,0327 (294,09-322,4842)	223,7182 (214,328-233,4388)

Tabla A-2.: Tasas estandarizadas de mortalidad cardiovascular por comunaen Cali con sus intervalos de confianza 95 %, período 2010-2017. Población de referencia censo de Cali 2018.

	Tasa de mortalidad cardiovascular estandarizada en Cali por 100.000 hab. (IC 95 %)							
Comuna	**2010**	**2011**	**2012**	**2013**	**2014**	**2015**	**2016**	**2017**
1	175,7936 (134,6499-225,9752)	156,4669 (118,9195-202,483)	161,303 (124,3247-206,2549)	149,9525 (115,6385-191,7294)	160,7407 (125,3272-203,3288)	137,5136 (106,19-175,5197)	129,8252 (100,094-165,9754)	160,3383 (127,7077-199,0214)
2	150,4057 (127,6682-176,17)	189,6667 (164,4683-217,8242)	164,9349 (141,836-190,9372)	172,8349 (149,496-199,046)	177,4988 (154,1934-203,5853)	187,8282 (164,1541-214,2441)	175,4183 (152,8794-200,663)	165,638 (144,1745-189,7164)
3	248,5529 (206,1382-297,784)	215,1942 (175,9077-261,2958)	210,8818 (172,536-255,9441)	201,1209 (164,0598-244,7339)	229,3307 (190,0519-275,096)	259,5672 (218,0982-307,3825)	231,5182 (192,9314-276,4942)	220,2975 (182,8589-264,1351)
4	263,2733 (217,7435-315,7358)	258,342 (214,3366-309,0353)	244,9663 (202,2183-294,3752)	261,7068 (217,4446-312,5653)	288,752 (242,367-341,6481)	296,8674 (250,1286-350,0329)	296,4045 (250,2063-348,9005)	288,5059 (243,3956-339,7977)
5	160,2333 (126,5318-201,0216)	178,8659 (143,5515-221,0959)	147,4885 (115,3966-186,494)	173,2532 (138,68-214,5144)	177,2294 (142,4928-218,4925)	189,0478 (153,5902-230,8273)	186,2649 (152,4499-226,0864)	184,0295 (150,1335-223,8513)
6	206,2637 (172,955-244,6951)	218,995 (184,8869-258,0551)	226,2071 (192,4713-264,7069)	253,4049 (217,7311-293,7638)	223,0684 (190,2863-260,3402)	273,1004 (236,4923-314,1989)	254,6479 (219,6503-294,0105)	197,953 (169,0759-230,8235)
7	261,9745 (218,9306-311,6716)	248,746 (207,3029-296,7655)	268,8449 (226,4607-317,5945)	349,8892 (299,7616-406,5196)	320,1191 (273,0528-373,5259)	415,1193 (361,1653-475,3839)	403,5115 (350,1657-463,1809)	346,0982 (297,9219-400,387)
8	238,6764 (206,7503-274,392)	219,0871 (188,8155-253,0575)	223,8127 (193,6043-257,6636)	208,0529 (179,0162-240,6606)	218,0288 (188,6734-250,8983)	261,8457 (229,8009-297,2986)	239,6684 (209,4145-273,308)	234,2826 (204,5072-267,3674)
9	311,1306 (261,3236-368,1896)	277,4538 (188,8155-253,0575)	270,1895 (224,4535-323,1776)	288,2231 (240,6498-343,081)	266,495 (220,9314-319,3739)	320,5303 (271,0661-377,096)	325,2884 (275,8893-381,7703)	278,5546 (233,2095-330,9205)
10	209,6834 (180,8052-242,055)	209,0412 (180,4616-241,087)	187,2607 (160,484-217,3968)	244,3576 (213,8296-278,221)	220,3039 (191,8773-251,9671)	237,116 (207,5739-269,8408)	225,5683 (197,1342-257,0951)	247,996 (218,4019-280,6306)
11	236,4106 (202,1959-275,1466)	197,9591 (167,3021-233,0204)	214,1926 (182,0559-250,7294)	221,2293 (189,2121-257,4455)	228,9492 (196,991-264,9677)	214,2832 (183,4991-249,0539)	217,9326 (187,4546-252,281)	232,0498 (200,9544-266,9407)
12	243,6208 (200,8185-293,4625)	275,9152 (229,5307-329,3815)	253,6218 (210,077-304,0316)	247,0123 (205,3887-295,2279)	213,9185 (174,9845-259,4757)	328,9626 (280,4227-383,977)	259,134 (216,3183-308,3436)	214,7522 (176,2116-259,648)
13	256,0713 (219,4903-297,7033)	253,5006 (217,2652-294,6701)	262,2098 (225,6355-303,5886)	255,9753 (219,4241-297,395)	278,4999 (241,1464-320,5328)	320,8923 (280,4898-365,9151)	250,682 (215,9653-289,8184)	304,6138 (266,594-346,9851)
14	323,6896 (277,4948-376,4626)	293,4546 (249,3594-344,0897)	284,5802 (241,6302-333,8595)	308,152 (263,7267-358,746)	293,0142 (250,5624-341,4331)	361,0749 (314,2415-413,671)	352,9651 (307,4906-403,9926)	347,6897 (303,2846-397,4451)
15	253,5641 (206,4603-309,5096)	285,4318 (237,4379-341,6876)	277,9541 (229,6506-334,4925)	309,911 (261,3134-366,1234)	311,6176 (263,6475-366,8917)	318,4465 (270,464-373,5048)	340,3382 (292,1549-395,2187)	364,0514 (314,643-419,8974)
16	297,1949 (251,5245-349,7155)	257,6458 (215,9011-306,0519)	252,0361 (211,1697-299,3811)	235,0693 (196,6866-279,6759)	243,1059 (203,1134-289,3629)	278,1541 (236,2705-326,068)	277,0734 (235,4442-324,6359)	291,982 (250,443-339,1642)
17	189,691 (159,2315-224,585)	211,7563 (180,0449-247,7449)	190,8172 (161,3165-224,4017)	187,2151 (158,4875-219,8874)	217,388 (187,1508-251,362)	192,8654 (164,9152-224,4135)	243,7298 (212,9725-277,8651)	219,4568 (190,684-251,5568)
18	225,0567 (185,5132-271,2245)	205,6854 (168,4994-249,2187)	208,7266 (171,8768-251,6625)	234,4128 (196,3585-278,2169)	187,6706 (154,8246-225,9504)	228,1272 (191,84-269,6833)	181,9509 (150,913-217,9448)	222,3139 (188,3505-260,9765)
19	194,6183 (170,1153-221,9734)	172,1694 (149,5096-197,6654)	212,2505 (187,3937-239,9173)	185,4581 (162,4688-211,1997)	198,6464 (175,1369-224,9269)	217,6942 (193,2561-244,8582)	241,1174 (215,6721-269,2241)	212,2808 (188,8678-238,3401)
20	258,6216 (207,6816-319,4244)	287,1231 (233,8282-349,9441)	175,9484 (134,8885-226,5545)	164,1005 (125,2054-212,2468)	251,2991 (203,6135-307,7756)	207,8214 (165,1933-259,0346)	308,9376 (255,9615-370,4136)	239,1471 (193,899-292,5985)
21	356,9212 (276,7296-457,1266)	308,5833 (233,7348-403,1795)	324,775 (249,7937-418,4799)	403,4657 (320,4353-504,3682)	396,163 (315,124-494,3912)	461,7111 (373,9002-566,2495)	450,0742 (368,7508-546,7094)	397,355 (321,3259-488,3791)
22	341,7088 (203,8919-540,9357)	407,4344 (257,232-616,3141)	721,6724 (523,7379-973,3433)	437,71 (287,2307-641,6994)	420,3249 (278,1457-612,6295)	705,386 (519,0203-939,4044)	601,4535 (432,2443-816,924)	507,1553 (354,6239-704,5401)

Tabla A-3.: Tasas estandarizadas de mortalidad cardiovascular por enfermedad específica en Cali con sus intervalos de confianza 95 %, período 2010-2017. Población de referencia censo de Cali 2018.

Enfermedades cardiovasculares	**2010**	**2011**	**2012**	**2013**	**2014**	**2015**	**2016**	**2017**
Fiebre reumática aguda y enfermedades cardíacas reumáticas crónicas (I00 - I09)	2,5274 (1,7922-3,5258)	3,1021 (2,2788-4,1512)	2,4656 (1,7401-3,4523)	3,1775 (2,3485-4,2513)	5,4799 (4,3876-6,789)	4,6851 (3,6707-5,9012)	4,9779 (3,9566-6,2148)	4,5267 (3,55-5,6879)
Enfermedades hipertensiva (I10 - I15)	66,5221 (62,1624-71,1562)	70,2865 (65,8431-74,9777)	69,244 (64,9051-73,8512)	76,9054 (72,3372-81,7175)	79,2869 (74,7488-84,0723)	92,3918 (87,5262-97,5204)	89,4422 (84,6957-94,3813)	90,8871 (86,1763-95,7639)
Enfermedades isquémicas del corazón (I20 - I25)	49,6795 (45,8987-53,6662)	47,6463 (44,0091-51,4917)	51,4941 (47,7762-55,4332)	43,6666 (40,2802-47,27)	40,8864 (37,6475-44,3601)	42,4027 (39,1446-45,8546)	45,5301 (42,2085-49,0772)	48,0661 (44,679-51,6814)
Enfermedad cardiopulmonar de la circulación pulmonar y otras formas de enf. del corazón (I26 - I45, I47 - I49, I51)	23,1589 (20,6356-25,9262)	21,9879 (19,5531-24,6605)	21,2521 (18,8929-23,8588)	20,1122 (17,8753-22,5628)	21,012 (18,7214-23,504)	24,7999 (22,3591-27,4629)	25,1866 (22,7414-27,8319)	25,6763 (23,237-28,3107)
Paro cardiaco (I46)	0 (—)	0,2961 (0,05-0,809)	0,5693 (0,2048-1,1784)	4,5239 (3,4476-5,8512)	2,8746 (2,0371-3,9721)	3,4862 (2,584-4,6219)	5,4496 (4,2957-6,7926)	3,7258 (2,7893-4,8532)
Insuficiencia cardiaca (I50)	13,4401 (11,5048-15,6318)	13,7735 (11,8307-15,9527)	11,7224 (9,9565-13,7267)	12,2185 (10,4278-14,2471)	10,734 (9,0968-12,6376)	13,0996 (11,2909-15,1099)	12,5885 (10,8353-14,5618)	13,7783 (11,9919-15,7408)
Enfermedades cerebrovasculares (I60 - I69)	68,2792 (63,8637-72,9615)	63,4353 (59,2267-67,877)	59,3648 (55,3539-63,6394)	63,2808 (59,1619-67,6212)	63,5853 (59,5095-67,8519)	68,0954 (63,9401-72,4759)	65,0358 (61,0549-69,2316)	61,8627 (58,0272-65,8988)
Aterosclerosis (I70)	1,2391 (0,6946-2,0136)	0,6399 (0,269-1,2393)	0,8706 (0,4603-1,5878)	1,3228 (0,7864-2,1066)	0,4218 (0,15-0,9862)	0,7015 (0,3258-1,3247)	0,3811 (0,15-0,8657)	0,3638 (0,1-0,8443)
Otras enfermedades del sistema circulatorio (I71 - I99)	11,0867 (9,3916-13,058)	8,8584 (7,3667-10,5961)	9,0335 (7,5221-10,7517)	9,884 (8,3157-11,6614)	11,4067 (9,7448-13,2719)	10,9917 (9,349-12,8189)	8,4882 (7,1267-10,0472)	8,5294 (7,1678-10,1026)

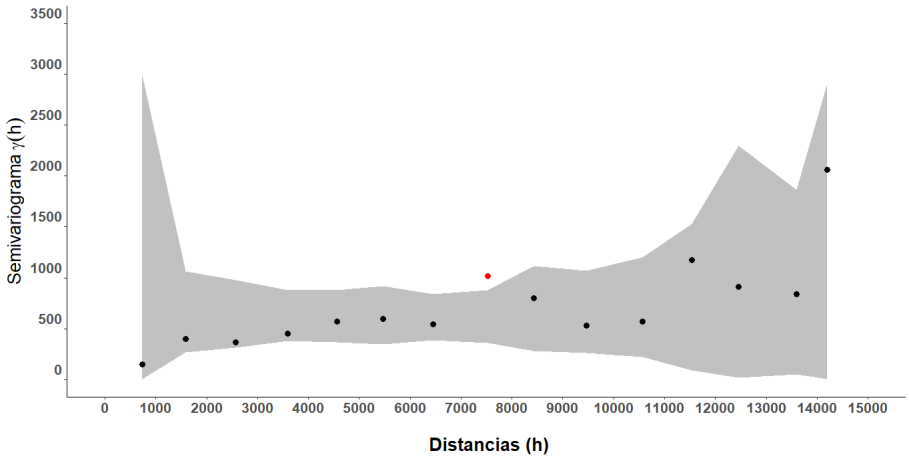
Tabla A-4.: Tasas estandarizadas de mortalidad cardiovascular por enfermedad específica en hombres en Cali con sus intervalos de confianza 95 %, período 2010-2017. Población de referencia censo de Cali 2018.

Enfermedades cardiovasculares	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Fiebre reumática aguda y enfermedades cardíacas reumáticas crónicas (I00 - I09)	1,6832 (0,8166-3,2005)	3,0718 (1,8571-4,9234)	2,3826 (1,2968-4,1371)	3,7899 (2,3569-5,8512)	6,6174 (4,7257-9,1352)	6,1082 (4,2885-8,5493)	6,4184 (4,6159-8,8273)	4,4664 (3,0258-6,4404)
Enfermedades hipertensiva (I10 - I15)	83,1369 (75,4977-91,4027)	80,2334 (72,8372-88,2071)	89,0284 (81,2746-97,3824)	96,8483 (88,7524-105,5236)	100,5164 (92,2659-109,3974)	110,1887 (101,5307-119,4764)	112,7852 (104,1207-122,0256)	109,0984 (100,8332-117,9222)
Enfermedades isquémicas del corazón (I20 - I25)	61,3388 (54,8938-68,3689)	61,1575 (54,7634-68,1138)	67,358 (60,7709-74,5213)	56,5133 (50,4501-63,158)	52,4336 (46,6394-58,832)	55,6009 (49,6523-62,1172)	61,7554 (55,5287-68,5823)	60,8924 (54,8218-67,4709)
Enfermedad cardiopulmonar de la circulación pulmonar y otras formas de enf. del corazón (I26 - I45, I47 - I49, I51)	29,8491 (25,4381-34,9239)	21,7967 (18,0668-26,1513)	26,7392 (22,5465-31,5868)	21,4997 (17,8602-25,6958)	25,8004 (21,7875-30,405)	29,1817 (24,9388-34,0709)	30,0939 (25,7513-34,9993)	31,4288 (27,1245-36,2445)
Paro cardiaco (I46)	0 (—)	0,6039 (0,1-1,9042)	0,7772 (0,2-2,1141)	5,0234 (3,3239-7,3885)	2,3863 (1,2485-4,2379)	4,2235 (2,6507-6,4539)	5,5928 (3,7892-8,0401)	4,1957 (2,6665-6,3446)
Insuficiencia cardiaca (I50)	18,7231 (15,1935-22,8871)	15,7083 (12,5541-19,5408)	13,8681 (10,8944-17,442)	13,4739 (10,5469-17,0167)	12,0008 (9,1456-15,5121)	15,7321 (12,5915-19,5374)	15,2214 (12,1628-18,9033)	16,8976 (13,7722-20,5938)
Enfermedades cerebrovasculares (I60 - I69)	69,1518 (62,2027-76,7276)	68,6503 (61,7549-76,168)	62,7099 (56,229-69,7991)	67,8962 (61,1965-75,226)	74,1968 (67,0871-81,9196)	74,23 (67,11-81,9383)	76,0557 (69,037-83,6627)	71,0874 (64,4837-78,271)
Aterosclerosis (I70)	1,4532 (0,5921-3,0255)	0,7371 (0,15-2,0446)	0,1382 (0-1,0869)	1,8273 (0,8262-3,5717)	0,559 (0,1-1,8243)	0,685 (0,15-1,9563)	0,4645 (0,1-1,5774)	0,5035 (0,1-1,6001)
Otras enfermedades del sistema circulatorio (I71 - I99)	13,71 (10,7572-17,2742)	10,6698 (8,1814-13,7812)	11,3878 (8,7786-14,6472)	11,1037 (8,5621-14,2737)	16,2413 (13,1834-19,8885)	13,888 (10,8372-17,5429)	11,1395 (8,5895-14,2772)	9,4624 (7,1611-12,2992)

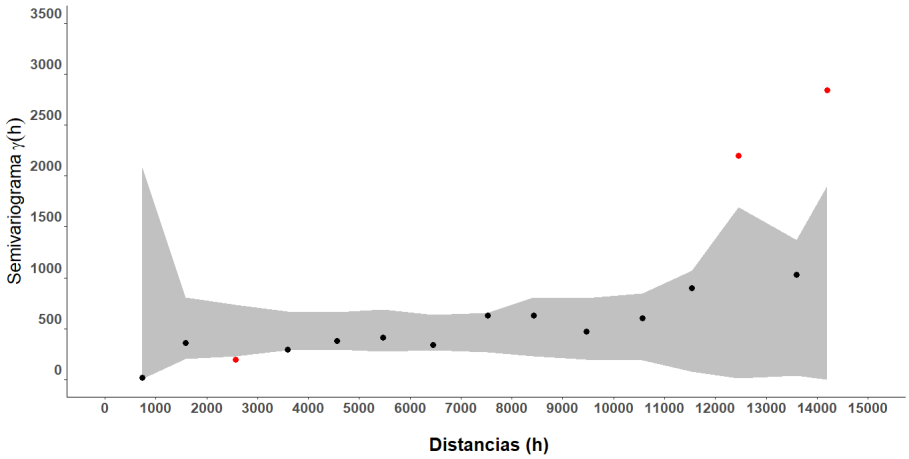
Tabla A-5.: Tasas estandarizadas de mortalidad cardiovascular por enfermedad específica en mujeres en Cali con sus intervalos de confianza 95 %, período 2010-2017. Población de referencia censo de Cali 2018.

Enfermedades cardiovasculares	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Fiebre reumática aguda y enfermedades cardíacas reumáticas crónicas (I00 - I09)	3,1001 (2,0269-4,5978)	3,1172 (2,0485-4,5403)	2,5834 (1,6216-3,9327)	2,7608 (1,797-4,1086)	4,6933 (3,3989-6,3385)	3,8494 (2,714-5,3177)	4,009 (2,8506-5,4694)	4,4972 (3,3093-6,0512)
Enfermedades hipertensivas (I10 - I15)	54,8066 (49,7016-60,3403)	62,9013 (57,4577-68,7429)	55,6735 (50,6197-61,0818)	63,4285 (58,1122-69,1046)	65,4451 (60,1846-71,0494)	80,6396 (74,8543-86,7608)	74,8132 (69,3561-80,5979)	78,9449 (73,379-84,8333)
Enfermedades isquémicas del corazón (I20 - I25)	40,8417 (36,3901-45,7081)	38,0123 (33,8073-42,5818)	39,7618 (35,5215-44,412)	34,6258 (30,7381-38,8884)	32,765 (29,0924-36,8251)	33,4266 (29,739-37,4154)	34,7072 (31,0349-38,7351)	39,2717 (35,3646-43,5167)
Enfermedad cardiopulmonar de la circulación pulmonar y otras formas de enf. del corazón (I26 - I45, I47 - I49, I51)	18,4879 (15,6275-21,7406)	21,842 (18,7162-25,3611)	17,6513 (14,9206-20,7927)	18,8621 (16,0836-21,9836)	17,7766 (15,1115-20,7586)	21,663 (18,7625-24,9166)	21,9832 (19,1165-25,2207)	21,8909 (19,0364-25,0726)
Paro cardiaco (I46)	0 (—)	0,104 (0-0,6939)	0,429 (0,1-1,2581)	4,1438 (2,82-5,8512)	3,0805 (2,0114-4,5557)	2,9766 (1,9422-4,3969)	5,2642 (3,8564-6,9744)	3,395 (2,2993-4,8284)
Insuficiencia cardiaca (I50)	9,872 (7,7557-12,3684)	12,3638 (10,0048-15,1171)	10,2296 (8,1664-12,7158)	11,3597 (9,1881-13,9015)	9,9683 (7,9622-12,291)	11,3419 (9,2611-13,796)	10,8123 (8,7664-13,1909)	11,833 (9,7548-14,2105)
Enfermedades cerebrovasculares (I60 - I69)	67,2831 (61,5945-73,381)	59,8031 (54,5307-65,4288)	56,8994 (51,8398-62,3057)	60,1048 (55,0034-65,5512)	56,8885 (52,0166-62,0948)	64,0916 (59-69,5204)	57,6624 (52,8933-62,7699)	55,6864 (51,0561-60,6166)
Aterosclerosis (I70)	1,0826 (0,4773-2,1061)	0,5764 (0,1566-1,4377)	1,3143 (0,6322-2,4072)	1,0355 (0,4634-2,0343)	0,3415 (0,05-1,0454)	0,7245 (0,2936-1,5377)	0,3228 (0,05-0,9754)	0,2896 (0,05-0,9156)
Otras enfermedades del sistema circulatorio (I71 - I99)	9,2077 (7,193-11,5981)	7,4954 (5,7121-9,694)	7,388 (5,6804-9,4799)	8,9489 (7,0514-11,1859)	8,0797 (6,3439-10,2081)	9,4061 (7,5202-11,6327)	6,8198 (5,2974-8,6748)	7,9095 (6,2701-9,8576)

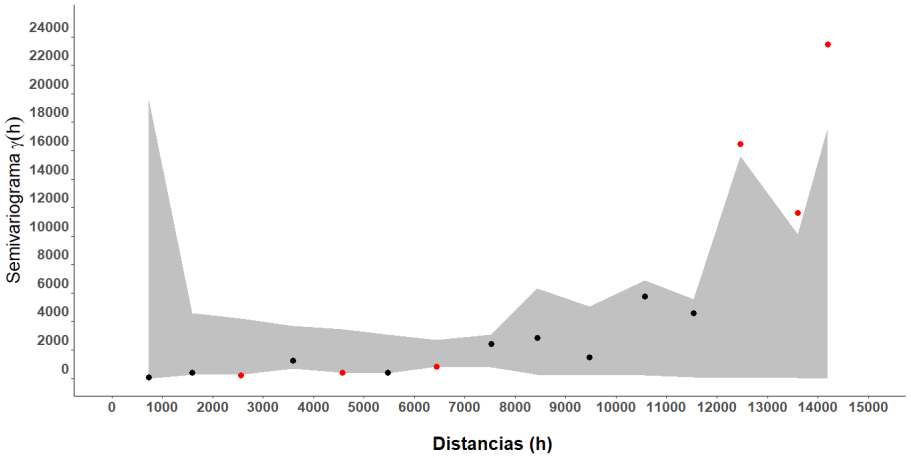
B. Anexo: Análisis espacial



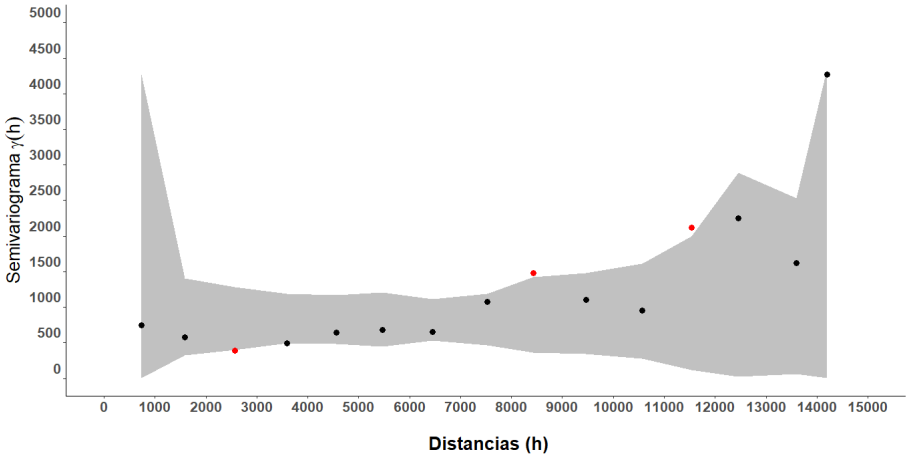
(a) Año 2010



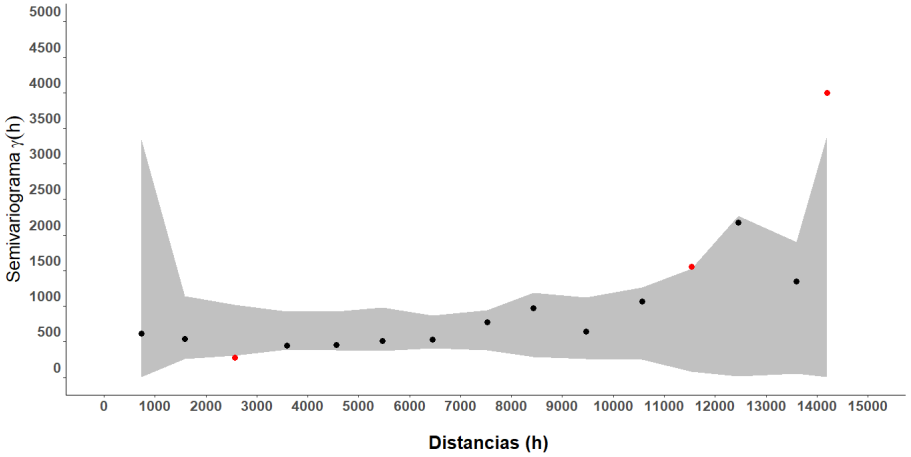
(b) Año 2011



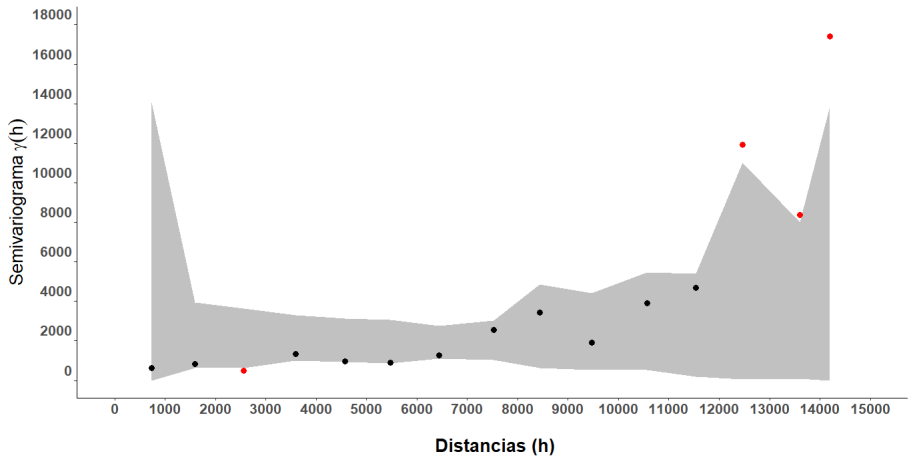
(c) Año 2012



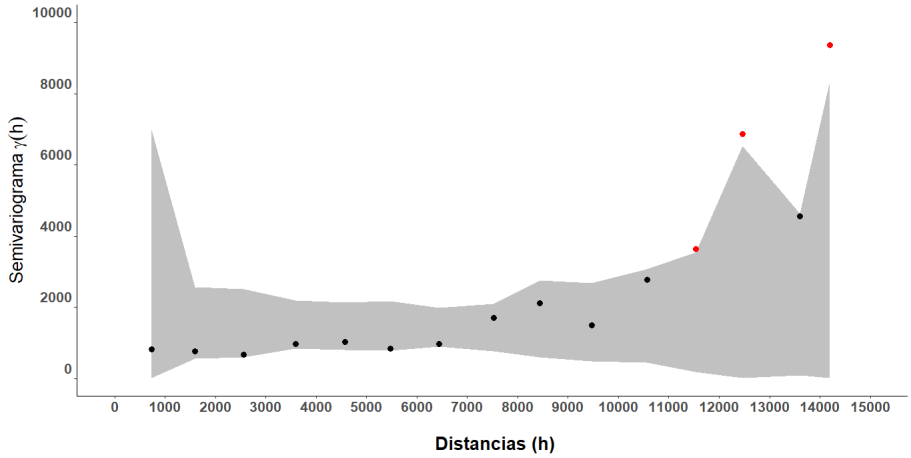
(d) Año 2013



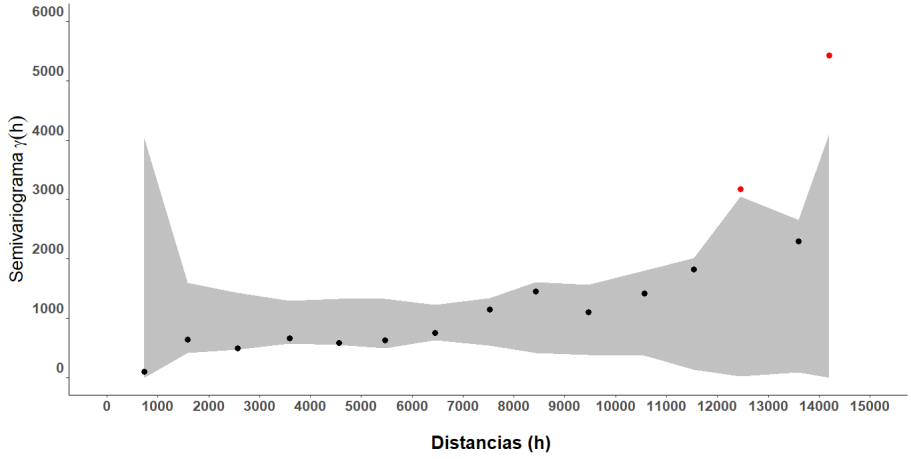
(e) Año 2014



(f) Año 2015



(g) Año 2016



(h) Año 2017

Figura B-1.: Función de semivariograma de las REM cardiovasculares en Cali con bandas de no autocorrelación espacial, durante el período 2010-2017.

C. Anexo: Barrios y comunas de Cali

Código único	Estrato moda	Barrio
		COMUNA 1
0101	2	Terrón Colorado
0102	1	Vista Hermosa
0196	1	Sector Patio Bonito
0199	1	Aguacatal
		COMUNA 2
0201	6	Santa Rita
0202	6	Santa Teresita
0203	6	Arboledas
0204	6	Normandía
0205	5	Juanambú
0206	5	Centenario
0207	4	Granada
0208	5	Versalles
0209	4	San Vicente
0210	5	Santa Mónica
0211	5	Prados del Norte
0212	5	La Flora
0213	4	La Campiña
0214	3	La Paz
0215	5	El Bosque
0216	6	Menga
0217	4	Ciudad Los Alamos
0218	4	Chipichape
0219	3	Brisas de los Alamos
0293	4	Urbanización La Merced
0294	4	Vipasa
0295	5	Urbanización La Flora
0296	1	Altos de Menga
0298	5	Area en desarrollo - Parque del Amor

Código único	Estrato moda	Barrio
		COMUNA 3
0301	3	El Nacional
0302	5	El Peñón
0303	3	San Antonio
0304	3	San Cayetano
0305	3	Los Libertadores
0306	3	San Juan Bosco
0307	3	Santa Rosa
0308	3	La Merced
0309	1	San Pascual
0310	3	El Calvario
0311	3	San Pedro
0312	2	San Nicolas
0313	3	El Hoyo
0314	2	El Piloto
0315	3	Navarro - La Chanca
		COMUNA 4
0401	2	Jorge Isaacs
0402	2	Santander
0403	2	Porvenir
0404	3	Las Delicias
0405	3	Manzanares
0406	3	Salomia
0407	2	Fátima
0408	2	Sultana - Berlín - San Francisco
0410	3	Popular
0411	3	Ignacio Rengifo
0412	2	Guillermo Valencia
0413	2	La Isla
0414	2	Marco Fidel Suárez
0415	2	Evaristo García
0416	2	La Esmeralda
0417	2	Bolivariano
0418	2	Olaya Herrera
0419	3	Unidad Residencial Bueno Madrid
0420	3	Flora Industrial
0421	3	Calima
0423	NR	Industria de Licores

Código único	Estrato moda	Barrio
0497	3	La Alianza
		COMUNA 5
0501	3	El Sena
0502	3	Los Andes
0503	3	Los Guayacanes
0504	3	Chiminangos Segunda Etapa
0505	3	Chiminangos Primera Etapa
0506	3	Metropolitano del Norte
0594	3	Los Parques - Barranquilla
0595	4	Villa del Sol
0596	3	Paseo de Los Almendros
0597	3	Los Andes B - La Riviera
0598	3	Torres de Comfandi
0599	3	Villa del Prado - El Guabito
		COMUNA 6
0601	2	San Luís
0602	2	Jorge Eliecer Gaitán
0603	2	Paso del Comercio
0604	3	Los Alcázares
0605	2	Petecuy Primera Etapa
0606	2	Petecuy Segunda Etapa
0607	2	La Rivera Primera Etapa
0608	3	Los Guaduales
0609	2	Petecuy Tercera Etapa
0610	2	Ciudadela Floralia
0695	3	Fonaviemcali
0696	2	San Luís II
0697	2	Urbanización Calimio
0698	2	Sector Puente del Comercio
		COMUNA 7
0701	3	Alfonso López P. 1a. Etapa
0702	3	Alfonso López P. 2a. Etapa
0703	3	Alfonso López P. 3a. Etapa
0704	1	Puerto Nuevo
0705	2	Puerto Mallarino
0706	2	Urbanización El Angel del Hogar
0707	3	Siete de Agosto
0708	2	Los Pinos

Código único	Estrato moda	Barrio
0709	2	San Marino
0710	3	Las Ceibas
0711	NR	Base Aérea
0797	3	Parque de la Caña
0798	3	Fepicol
		COMUNA 8
0801	2	Primitivo Crespo
0802	3	Simón Bolívar
0803	2	Saavedra Galindo
0804	2	Uribe Uribe
0805	3	Santa Mónica Popular
0806	3	La Floresta
0807	3	Benjamín Herrera
0808	3	Municipal
0809	2	Industrial
0810	3	El Troncal
0811	3	Las Américas
0812	3	Atanasio Girardot
0813	3	Santa Fe
0814	3	Chapinero
0815	3	Villa Colombia
0816	3	EL Trébol
0817	3	La Base
0818	3	Urbanización La Nueva Base
		COMUNA 9
0901	3	Alameda
0902	3	Bretaña
0903	3	Junín
0904	3	Guayaquil
0905	3	Aranjuez
0906	3	Manuel María Buenaventura
0907	3	Santa Mónica Belalcázar
0908	3	Belalcázar
0909	1	Sucre
0910	2	Barrio Obrero
		COMUNA 10
1001	3	El Dorado
1002	3	El Guabal

Código único	Estrato moda	Barrio
1003	3	La Libertad
1004	3	Santa Elena
1005	3	Las Acacias
1006	3	Santo Domingo
1007	3	Jorge Zawadsky
1008	4	Olímpico
1009	3	Cristóbal Colón
1010	3	La Selva
1011	4	Barrio Departamental
1012	4	Pasoancho
1013	3	Panamericano
1014	4	Colseguros Andes
1015	3	San Cristobal
1016	3	Las Granjas
1017	3	San Judas Tadeo I Etapa
1018	3	San Judas Tadeo II Etapa
		COMUNA 11
1101	3	San Carlos
1102	3	Maracaibo
1103	3	La Independencia
1104	3	La Esperanza
1105	3	Urbanización Boyacá
1106	3	El Jardín
1107	3	La Fortaleza
1108	3	El Recuerdo
1109	3	Aguablanca
1110	3	El Prado
1111	3	20 de Julio
1112	3	Prados de Oriente
1113	3	Los Sauces
1114	3	Villa del Sur
1115	3	José Holguín Garcés
1116	2	León XIII
1117	3	José María Cordoba
1118	2	San Pedro Claver
1119	2	Los Conquistadores
1120	2	La Gran Colombia
1121	2	San Benito

Código único	Estrato moda	Barrio
1122	2	Primavera
		COMUNA 12
1201	2	Villanueva
1202	2	Asturias
1203	2	Eduardo Santos
1204	2	Alfonso Barberena A.
1205	3	El Paraiso
1206	3	Fenalco Kennedy
1207	3	Nueva Floresta
1208	2	Julio Rincón
1209	3	Doce de Octubre
1210	2	El Rodeo
1211	3	Sindical
1212	3	Bello Horizonte
		COMUNA 13
1301	2	Ulpiano Lloreda
1302	1	El Vergel
1303	2	El Poblado I
1304	2	El Poblado II
1305	2	Los Comuneros Segunda Etapa
1306	2	Ricardo Balcázar
1307	2	Omar Torrijos
1308	2	El Diamante
1309	2	Lleras Restrepo
1310	3	Villa del Lago
1311	2	Los Robles
1312	2	Rodrigo Lara Bonilla
1313	1	Charco Azul
1314	2	Villablanca
1315	3	Calipso
1390	2	Yira Castro
1393	1	Lleras Restrepo II Etapa
1394	2	Marroquín III
1395	2	Los Lagos
1397	1	Sector Laguna del Pondaje
1398	2	El Pondaje
1399	2	Sector Asprosocial-Diamante
		COMUNA 14

Código único	Estrato moda	Barrio
1401	1	Alfonso Bonilla Aragón
1402	2	Alirio Mora Beltrán
1403	1	Manuela Beltrán
1404	1	Las Orquídeas
1405	2	José Manuel Marroquín Segunda Etapa
1406	2	José Manuel Marroquín Primera Etapa
1495	1	Puerta del Sol
1496	1	Los Naranjos I
1498	1	Promociones Populares B
1499	1	Los Naranjos II
		COMUNA 15
1501	1	El Retiro
1502	2	Comuneros I
1503	1	Laureano Gómez
1504	2	El Vallado
1596	3	Ciudad Cordoba
1598	1	Mojica
1599	2	El Morichal
		COMUNA 16
1601	2	Mariano Ramos
1602	2	República de Israel
1603	2	Unión de Vivienda Popular
1604	2	Antonio Nariño
1605	2	Brisas del Limonar
1696	NR	Área desocupada
1697	4	Ciudad 2000
1698	3	La Alborada
		COMUNA 17
1701	3	La Playa
1702	4	Primero de Mayo
1703	3	Ciudadela Comfandi
1705	NR	Ciudad Universitaria
1774	4	Caney
1775	4	Lili
1778	5	Santa Anita - La Selva
1780	5	El Ingenio
1781	5	Mayapan - Las Vegas
1782	5	Las Quintas de Don Simón

Código único	Estrato moda	Barrio
1783	5	Ciudad Capri
1784	5	La Hacienda
1785	5	Los Portales - Nuevo Rey
1786	3	Cañaverales - Los Samanes
1787	3	El Limonar
1788	4	Bosques del Limonar
1789	5	El Gran Limonar - Cataya
1790	5	El Gran Limonar
1791	5	Unicentro Cali
1793	5	Ciudadela Pasoancho
1794	5	Prados del Limonar
1796	5	Urbanización San Joaquin
		COMUNA 18
1801	3	Buenos Aires
1802	3	Barrio Caldas
1803	3	Los Chorros
1804	3	Meléndez
1805	3	Los Farallones
1807	3	Francisco Eladio Ramirez
1808	2	Prados del Sur
1809	3	Horizontes
1810	2	Mario Correa Rengifo
1811	2	Lourdes
1812	3	Colinas del Sur
1813	3	Alférez Real
1814	3	Nápoles
1815	2	El Jordán
1816	NR	Cuarteles Napoles
1890	1	Sector Alto de Los Chorros
1891	2	Polvorines
1896	3	Sector Meléndez
1897	1	Sector Alto Jordán
1898	1	Alto Nápoles
		COMUNA 19
1901	4	El Refugio
1902	5	La Cascada
1903	5	El Lido
1904	5	Urbanización Tequendama

Código único	Estrato moda	Barrio
1905	4	Barrio Eucarístico
1906	4	San Fernando Nuevo
1907	4	Urbanización Nueva Granada
1908	4	Santa Isabel
1909	2	Bellavista
1910	5	San Fernando Viejo
1911	4	Miraflores
1912	4	3 de Julio
1913	4	El Cedro
1914	4	Champagñat
1915	4	Urbanización Colseguros
1916	4	Los Cambulos
1917	2	El Mortiñal
1918	4	Urbanización Militar
1919	5	Cuarto de Legua - Guadalupe
1921	5	Nueva Tequendama
1922	5	Camino Real - Joaquín Borrero Sinisterra
1923	5	Camino Real - Los Fundadores
1981	6	Altos de Santa Isabel - La Morelia
1982	6	Santa Barbara
1983	6	Tejares - Cristales
1984	4	Unidad Residencial Santiago de Cali
1985	4	Unidad Residencial El Coliseo
1988	5	Cañaveralejo - Seguros Patria
1992	6	Cañaveral
1994	5	Pampa Linda
1995	5	Sector Cañaveralejo Guadalupe
1999	NR	U.D. Alberto Galindo - Plaza de Toros
		COMUNA 20
2001	2	El Cortijo
2002	3	Belisario Caicedo
2003	1	Siloé
2004	1	Lleras Camargo
2005	1	Belén
2006	1	Brisas de Mayo
2007	1	Tierra Blanca
2008	1	Pueblo Joven
2097	1	Carabineros

Código único	Estrato moda	Barrio
2098	1	Venezuela - Urbanización Cañaveralejo
2099	1	La Sultana
		COMUNA 21
2101	1	Pízamos I
2102	1	Pízamos II
2103	1	Calimio Desepaz
2104	1	El Remanso
2105	1	Los Líderes
2106	1	Desepaz Invicali
2107	1	Compartir
2108	1	Ciudad Talanga
2194	1	Villamercedes I - Villa Luz - Las Garzas
2195	1	Pízamos III - Las Dalias
2196	1	Potrero Grande
2197	2	Ciudadela del Río
2198	2	Valle Grande
2199	NR	Planta de Tratamiento
		COMUNA 22
2201	6	Urbanización Ciudad Jardín
2296	6	Parcelaciones Pance
2297	6	Urbanización Río Lili
2298	6	Ciudad Campestre
2299	6	Club Campestre