

Análisis espacial de la mortalidad por enfermedades cardiovasculares en el departamento del Valle del Cauca, período 2010 - 2018

Danna Valentina González Marín
Diana Marcela López Cerón

Universidad del Valle
Facultad de Ingeniería, Escuela de Estadística
Santiago de Cali, Colombia
2022

Análisis espacial de la mortalidad por enfermedades cardiovasculares en el departamento del Valle del Cauca, período 2010 - 2018

Danna Valentina González Marín
Diana Marcela López Cerón

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
2022

Dedicatoria

Este trabajo va dedicado especialmente a mi abuelita Olga que esta en el cielo, siempre soñamos juntas este logro, gracias por regalarme el amor más puro, tus manos suaves y tiernas aún las puedo tocar en mis sueños. A mis padres Janeth y Pedro a quienes les debo todo, gracias por todo el amor, las enseñanzas y el sacrificio que han hecho por mí, son mi mayor motivación y sé que este logro lo comparten como si fuera suyo. A mi hermano Daniel que siempre ha sido mi gran compañía, espero seguir siendo su ejemplo. A mi amiga Danna porque este logro es de las dos y hoy lo celebramos a la distancia. A Sebas por motivarme y darme la mano en este largo camino cuando ya quería desfallecer. Los amo.

Diana Marcela López Cerón

Agradecimientos

Agradezco a Dios por darme fortaleza y sabiduría para culminar esta etapa de mi vida.

A la familia de Danna y a la mía por su motivación, apoyo y amor que nos acompañaron durante todo este proceso.

A mi amiga Danna González por ser mi compañía a lo largo de la carrera, por querer emprender este trabajo de grado conmigo, por su paciencia y motivación.

A nuestra directora de tesis Mercedes Bejarano y codirectora Lena Barrera quienes con su conocimiento y experiencia nos guiaron en este trabajo para culminarlo con éxito y a todos los profesores de la Universidad del Valle que nos formaron profesionalmente.

A Luisa Murillo y Carolina Ramírez porque fueron un gran apoyo, me brindaron una mano cuándo más lo necesite y por siempre estar tan dispuestas en ayudar sin esperar nada a cambio.

Y a todas las personas que de alguna manera contribuyeron a que esta etapa culminara.

Contenido

Lista de Figuras vii

Lista de Tablas ix

Resumen 3

1. Introducción 5
1.1. Planteamiento del problema . . . 6
1.2. Justificación . . . 8
1.3. Objetivos . . . 9
1.3.1. Objetivo general . . . 9
1.3.2. Objetivos específicos . . . 9

2. Antecedentes 10

3. Marco teórico 13
3.1. Marco conceptual . . . 13
3.1.1. Causa básica de defunción . . . 13
3.1.2. Enfermedades no transmisibles (ENT) . . . 13
3.1.3. Enfermedades cardiovasculares (ECV) . . . 13
3.2. Marco teórico para el cálculo de tasas . . . 14
3.2.1. Tasa bruta de mortalidad . . . 14
3.2.2. Tasa específica de mortalidad . . . 15
3.2.3. Tasa estandarizada de mortalidad . . . 15
3.2.4. Porcentaje de cambio . . . 18
3.2.5. Intervalos de confianza . . . 18
3.3. Marco teórico para el análisis espacial . . . 19
3.3.1. Suavización de tasas . . . 19
3.3.2. Estadística espacial . . . 24
3.3.3. Datos de lattices o datos de área . . . 25
3.3.4. Medidas de proximidad espacial . . . 26
3.3.5. Mapas coropléticos . . . 27
3.3.6. Autocorrelación espacial . . . 28

4. Metodología **34**
4.1. Zona de estudio 34
4.2. Base de datos 35
4.2.1. Variables de estudio 35
4.2.2. Depuración de la base de datos 36
4.3. Análisis estadístico exploratorio 37
4.4. Análisis estadístico epidemiológico 37
4.4.1. Tasas estandarizadas de mortalidad 38
4.5. Análisis estadístico espacial 39
4.5.1. Razones estandarizadas de mortalidad 40
4.5.2. Suavización de las REM 41
4.5.3. Matriz de proximidad espacial 43
4.5.4. Autocorrelación espacial 44

5. Resultados **49**
5.1. Análisis exploratorio 49
5.2. Análisis epidemiológico 56
5.3. Análisis espacial 60

6. Conclusiones y recomendaciones **76**
6.1. Conclusiones 76
6.2. Recomendaciones 78

Bibliografía **79**

A. Anexo: Vecinos cercanos **83**

B. Anexo: Tasas de mortalidad cardiovascular **84**

C. Anexo: Mortalidad por ENT **86**

Lista de Figuras

4-1. Departamento del Valle del Cauca, dividido por municipios 34
4-2. Conectividad de vecinos cercanos 41

5-1. Causas de mortalidad en el Valle del Cauca, para el año 2010 49
5-2. Causas de mortalidad en el Valle del Cauca, para el año 2018 50
5-3. Distribución de la edad de los casos de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca, período 2010-2018 52
5-4. Distribución de la edad por género de los casos de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca, período 2010-2018 53
5-5. Casos de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca por enfermedad, período 2010-2018 55
5-6. Casos de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca por municipio, período 2010-2018 56
5-7. Tasa estandarizada de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca según el género, período 2010-2018 57
5-8. Tasa estandarizada de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca según la causa especifica, período 2010-2018 58
5-9. Tasa estandarizada de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca para hombres según la causa especifica, período 2010-2018 59
5-10.Tasa estandarizada de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca para mujeres según la causa especifica, período 2010-2018 59
5-11.Porcentaje de cambio por municipio de las tasas de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca, período 2010-2018 60
5-12.Razones estandarizadas de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca, período 2010-2018 61
5-13.Razones estandarizadas de mortalidad cardiovascular suavizadas en el Valle del Cauca, período 2010-2018 62
5-14.Significancia del índice de Moran local de las REM cardiovasculares en el Valle del Cauca, período 2010-2018 68
5-15.Significancia del índice de Geary local de las REM cardiovasculares en el Valle del Cauca, año 2010-2018 69
5-16.Seguridad social de los municipios con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos en el Valle del Cauca, año 2010 70

5-17.Seguridad social de los municipios con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos en el Valle del Cauca, año 2011 71
5-18.Seguridad social de los municipios con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos en el Valle del Cauca, año 2012 71
5-19.Seguridad social de los municipios con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos en el Valle del Cauca, año 2013 72
5-20.Seguridad social de los municipios con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos en el Valle del Cauca, año 2014 72
5-21.Seguridad social de los municipios con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos en el Valle del Cauca, año 2015 73
5-22.Seguridad social de los municipios con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos en el Valle del Cauca, año 2016 74
5-23.Seguridad social de los municipios con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos en el Valle del Cauca, año 2017 74
5-24.Seguridad social de los municipios con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos en el Valle del Cauca, año 2018 75

Lista de Tablas

4-1. Variables de estudio 35
4-2. Clasificación de las ECV según CIE-10 36
4-3. Depuración de registros de mortalidad 37
4-4. Tasa de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca en el año 2018 . . . 38
4-5. Razón estandarizada de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca en el año 2018 40
4-6. Suavización de las REM cardiovascular por el método empírico de Bayes local, en el Valle del Cauca en el año 2018 43

5-1. Casos de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca por área de residencia, período 2010-2018 51
5-2. Casos de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca por género, período 2010-2018 51
5-3. Estado civil de los casos de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca, período 2010-2018 53
5-4. Nivel educativo de los casos de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca, período 2010-2018 54
5-5. Seguridad social de los casos de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca, período 2010-2018 54
5-6. Sitio de defunción de los casos de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca, período 2010-2018 54
5-7. Prueba de autocorrelación espacial global de las REM suavizadas en el departamento del Valle del Cauca, período 2010-2018 67

A-1. vecinos cercanos de cada municipio 83

B-1. Tasas estandarizadas de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca por año, con los respectivos intervalos de confianza del 95 %. 84
B-2. Tasas estandarizadas de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca por año y género, con los respectivos intervalos de confianza del 95 %. 84
B-3. Tasas estandarizadas de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca por año y enfermedad específica, con intervalos de confianza del 95 % 85

C-1. Mortalidad en el Valle del Cauca por Enfermedades no Transmisibles (ENT), período 2010-2018 86

Resumen

Las enfermedades cardiovasculares (ECV) son consideradas como un problema de salud pública por ser una de las principales causas de muerte en Colombia y en todo el mundo. El objetivo de esta investigación es determinar la distribución espacial de la mortalidad por ECV en el departamento del Valle del Cauca durante el período 2010-2018. La investigación incluyó el cálculo y análisis de las tasas de mortalidad estandarizadas por el método directo, según género, causa específica y municipio de residencia, así como también la suavización de las razones estandarizadas de mortalidad (REM) por el método empírico Bayesiano, para reducir el efecto de la variación que producen los diferentes tamaños de la población en las REM de los diferentes municipios del departamento, en el análisis espacial de los riesgos cardiovasculares se llevó a cabo a través de la metodología de datos de lattices a partir de pruebas de autocorrelación espacial globales como el Índice I de Moran, IEB y C de Geary y para el estudio local de los clúster se utilizó el índice local de autocorrelación espacial (LISA). Durante el período 2010-2018 se presentó autocorrelación espacial en todos los años de estudio a excepción del año 2015 y 2018, los municipios con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos fueron El Cairo, Argelia y Versalles, ubicados geográficamente en el norte del departamento y caracterizados por presentar riesgos altos y los municipios de Yumbo y Ginebra, ubicados en el sur y centro del departamento, caracterizados por presentar riesgos bajos.

Palabras clave: *Mortalidad, Enfermedades cardiovasculares, Estadística espacial, Datos de lattice, Valle del Cauca.*

Abstract

Cardiovascular diseases (CVD) are considered a public health problem as they are one of the main causes of death in Colombia and worldwide. The objective of this research is to determine the spatial distribution of CVD mortality in the department of Valle del Cauca during the period 2010-2018. The research included the calculation and analysis of the standardized mortality rates by the direct method, according to gender, specific cause and municipality of residence, as well as the smoothing of the standardized mortality ratios (SMR) by the Bayesian empirical method, to reduce the effect of the variation produced by the different sizes of the population in the EMR of the different municipalities of the department, in the spatial analysis of cardiovascular risks was carried out through the methodology of lattice data from autocorrelation tests global spatial indexes such as Moran's I Index, IEB and Geary's C and for the local study of the clusters, the local index of spatial autocorrelation (LISA) was obtained. During the 2010-2018 period, spatial autocorrelation was present in all the years of study except for 2015 and 2018, the municipalities with significant population risks of cardiovascular mortality were El Cairo, Argelia and Versalles, located geographically in the north of the department and characterized for presenting high risks and the municipalities of Yumbo and Geneva, located in the south and center of the department, characterized by presenting low risks.

Keywords: *Mortality, Cardiovascular diseases, Spatial statistics, Lattice data, Valle del Cauca.*

1. Introducción

Las enfermedades cardiovasculares (ECV) son un subgrupo de enfermedades no transmisibles (ENT), que se refieren a las enfermedades del corazón y a las enfermedades del sistema de vasos sanguíneos de todo el organismo, tales como el cerebro, las piernas y los pulmones, estas enfermedades están asociadas con algunos comportamientos específicamente adversos a la salud, como falta de actividad física, consumo excesivo de sal/sodio, bebidas alcohólicas, tabaco, entre otros (Organización Mundial de la Salud, 2017), y son responsables de la mayor parte de las muertes en el mundo, siendo más frecuentes en personas de edad adulta mayor y afectando en mayor medida a países en vía de desarrollo, por lo que son consideradas un serio problema de salud pública.

Estas enfermedades son muy estudiadas dado su impacto negativo en términos humanos, sociales y económicos, sin embargo, la mayoría de los estudios están direccionados en el análisis de las características de las personas y el tiempo y no miden cómo este evento de salud está asociado en un contexto de espacio. Uno de los determinantes más importantes de la salud es el espacio geográfico donde habitan las personas, que de acuerdo con sus características físicas, sociales o económicas, afectan diferencialmente la salud poblacional (Pérez and Achcar, 2020). Por esta razón, este trabajo pretende estudiar la distribución geográfica de la mortalidad cardiovascular en los municipios del departamento del Valle del Cauca para el período 2010 - 2018, con el fin de conocer las dependencias espaciales, municipios con mayores riesgos y generar información para la comprensión de la naturaleza de estas relaciones.

La metodología desarrollada en este trabajo está dividida en tres partes: la primera parte es un estudio exploratorio de las causas de muerte y variables sociodemográficas, el segundo es un análisis epidemiológico, donde se calcularon las tasas de mortalidad cardiovascular por el método directo por género, causa específica y municipio de residencia, la tercera parte es el análisis espacial donde se calcularon las razones estandarizadas de mortalidad y se suavizaron por el método Empírico de Bayes, con el fin de mitigar el error de los pocos casos en zonas muy pequeñas, para los análisis de autocorrelación espacial se utilizaron los índices I de Moran, IEB y C de Geary a nivel global y para el análisis local los indicadores de asociación espacial (LISA). Finalmente se describieron los municipios con riesgos más significativos.

1.1. Planteamiento del problema

Durante el siglo XIX las enfermedades infecciosas y la desnutrición eran las causas más comunes de muerte en todo el mundo, ya que casi todas las regiones vivieron en un estado de pobreza constante y la expectativa de vida era bastante baja, para este tiempo las ECV eran responsables de un poco más de 10 % de la mortalidad. Sin embargo, está situación se transforma con el proceso de industrialización y crecimiento económico que provocaron la mejoría en las condiciones de vida de las personas (Ministerio de Salud y Protección Social, 2013), el lado negativo de esta situación es que a medida que los países pobres mejoraron sus ingresos y sus economías estaban más abiertas a la globalización, produciendo un aumento en comportamientos poco saludables, tales como fumar, beber alcohol, consumir alimentos con alto contenido calórico, etc, que contribuyen significativamente al incremento en las tasas de enfermedades cardiovasculares (Gómez, 2011); con esto se modificaron las principales causas de mortalidad por enfermedad a nivel global, dando paso a las enfermedades cardiovasculares y el cáncer (Ministerio de Salud y Protección Social, 2013).

De acuerdo con el reporte de la Organización Mundial de la Salud, publicado en mayo de 2017, se calcula que en el año 2015 murieron por esta causa 17,7 millones de personas, lo cual representa un 31 % de todas las muertes registradas en el mundo, afectando en mayor medida a los países de ingresos bajos y medios: más del 80 % de las defunciones por esta causa se producen en esos países y afectan casi por igual a hombres y mujeres (Organización Mundial de la Salud, 2017). Según Sánchez et al. (2016), uno de los factores más importantes para explicar el impacto de la mortalidad por enfermedades cardiovasculares son los cambios demográficos, hoy en día hay más personas en el planeta, con un incremento relativo en la esperanza de vida al nacer, lo que permitirá que un número mayor de ellas envejezca lo suficiente como para desarrollar enfermedades cardiovasculares. Considerando las tendencias previstas del envejecimiento demográfico mundial, se estima que del 10 % de la población mundial actual con 60 y más años de edad, ascienda a 16,6 % en el año 2030 y a 21,4 % en el año 2050(Gómez, 2011)

En Colombia, igualmente, las causas de mortalidad están encabezadas por las enfermedades cardiovasculares, que corresponden a más del 30 % de todas las defunciones (Gómez, 2011), este tipo de enfermedades ocupan los cinco primeros puestos de la lista de las diez principales causas de mortalidad para el país, cada año mueren más personas por esta causa que por cualquier otra, estimando que cada año unas 60 mil personas mueren en el país por males cardiovasculares (Ministerio de Salud y Protección Social, 2020).

La incorporación desde un punto de vista espacial en los estudios en salud conducen a diferentes resultados de aquellos obtenidos en los estudios que no consideran el espacio geográfico, brindando contribuciones importantes al entendimiento de un evento estudiado

gracias a su característica más relevante: el lugar donde ocurre el evento hace la diferencia (Fatima et al., 2010), es decir que al integrar la ubicación al análisis nos enfrentamos a un panorama más amplio como por ejemplo dónde ocurren los casos, proporcionar algún indicador de por qué ocurre el evento, detectar y cuantificar patrones en los datos, detección de lugares en potencial riesgo, áreas vulnerables, además de investigar el grado de asociación entre los factores de riesgo potenciales de la enfermedad (Waller and Gotway, 2004).

A partir de la estadística espacial se pueden tener observaciones o mediciones de un evento de interés en localizaciones ya sean puntos o áreas, el primer escenario está basado en mediciones de puntos en coordenadas de latitud y longitud y el segundo en observaciones realizadas en una región (departamento, municipio, comuna, etc) (López and Ibañéz, 2001). Con esta herramienta y con la técnica de datos de área o datos de lattices se identifica el comportamiento del evento estudiado, apoyados en mapas coropléticos que reflejen las zonas de acuerdo a los valores (altos - bajos) de las tasas estandarizadas o ajustadas de mortalidad, que permiten incorporar el efecto de la población en riesgo, en vez de representar tasas brutas, que no permite la comparación entre distintas áreas, ya que las diferencias observadas entre ellas pueden deberse a factores de riesgo que no se hayan tenido en cuenta, como la edad.

Uno de los problemas más comunes en este tipo de estudios es el conocido como "problema de números pequeños", que se relaciona con el cálculo de las tasas en áreas con una población pequeña y con pocos casos, haciendo que sean inestables y poco confiables, una solución para superar este problema es ajustar las tasas usando el enfoque empírico bayesiano (EB) para “suavizar” el riesgo local. La suavización refleja mejor el riesgo real de un área, porque suavizan las altas tasas de mortalidad causadas por pocos casos en pequeñas poblaciones (Fatima et al., 2010).

Finalmente, mediante pruebas de autocorrelación espacial basadas en la información de los vecinos cercanos, concentrados en una matriz de proximidad espacial, la cual determina la fuerza de asociación entre las áreas, se determina el comportamiento de las tasas de mortalidad cardiovascular (Zuur et al., 2007) y posterior el análisis de las zonas con mayor y menor riesgo. El análisis espacial se basa en la primera ley de la geografía, definida por el autor Tobler (1970) como “todo está relacionado con todo lo demás, pero las cosas cercanas están más relacionadas que las distantes”.

En base a lo anterior, se plantean como preguntas de investigación: ¿Cuál es la distribución espacial de los riesgos de mortalidad por enfermedades cardiovasculares en el departamento del Valle de Cauca? y ¿Cuáles son los municipios del departamento del Valle de Cauca con mayor y menor riesgo cardiovascular?

1.2. Justificación

Las enfermedades cardiovasculares son la principal causa de muerte a nivel mundial, según la Organización Mundial de la Salud se espera que de aquí al año 2030 casi 23,6 millones de personas mueran por alguna de estas afecciones, principalmente por cardiopatías y accidentes cerebrovasculares; se prevé que estas enfermedades sigan siendo la principal causa de muerte (Organización Mundial de la Salud, 2017).

En Colombia el Observatorio Nacional de Salud (ONS) del Instituto Nacional de Salud de Colombia (INS), es el encargado de hacer el análisis de la situación de salud del país, produciendo regularmente reportes que han permitido identificar que la primera causa de mortalidad en el país tanto en hombres como en mujeres la constituyen las enfermedades del sistema circulatorio. Durante el período 1998-2011 la tasa de mortalidad cardiovascular se ha incrementado, esto se debe al envejecimiento poblacional, pues las tasas de mortalidad ajustadas por edad muestran una tendencia hacia el descenso. A pesar de esto, las muertes por enfermedad cardiovascular cada año representan una mayor proporción del total de las muertes en Colombia (Observatorio Nacional de Salud, 2013), por lo tanto, es necesario disminuir o mitigar el problema de mortalidad cardiovascular.

La estadística espacial es una poderosa herramienta para el análisis de la variable de lugar que brinda a las investigaciones en salud una perspectiva más amplia de la ocurrencia de eventos de salud (Valvuena and Rodriguez, 2018), específicamente los datos de áreas o datos de lattices son la metodología apropiada para solucionar el problema de investigación, ya que los datos no están en un espacio continuo si no organizados por agregaciones o áreas, donde estas a su vez comparten un borde de límite en común, además, permiten evaluar la existencia de las dependencias espaciales entre los datos a través de visualizaciones de mapas coropléticos e índices de autocorrelación espacial como el índice I de Moran y índice C de Geary, a partir de los cuales se pueden ver enfocados para la descripción de patrones espaciales, identificación de grupos del evento de interés, explicación o predicción del riesgo de mortalidad cardiovascular en el departamento del Valle del Cauca y tener una representación de las poblaciones con mayor riesgo según características sociodemográficas de las zonas críticas.

Actualmente, no hay estudios que permitan determinar las diferencias de los riesgos cardiovasculares en los diferentes municipios del departamento del Valle del Cauca, por lo tanto, se hace necesario desarrollar estudios estadísticos a nivel espacial que permitan conocer el comportamiento según la distribución geográfica de las enfermedades cardiovasculares e identificar los municipios de mayor y menor riesgo. Esto permite tener nueva información de apoyo que puede ser usada por entes encargados de la vigilancia de la salud, crear o mejorar planes enfocados en la prevención, diagnóstico y tratamiento de forma

oportuna, segura y efectiva y de esta manera contribuir a la reducción de la mortalidad cardiovascular en el departamento, especialmente en los municipios diagnosticados como críticos.

1.3. Objetivos

1.3.1. Objetivo general

Realizar un análisis espacial que permita determinar la distribución de la mortalidad por enfermedades cardiovasculares en el departamento del Valle de Cauca, en el período 2010-2018.

1.3.2. Objetivos específicos

- Realizar un análisis exploratorio de los casos de mortalidad cardiovascular en el departamento del Valle del Cauca, en el período 2010-2018.
- Estimar las tasas de mortalidad a causa de enfermedades cardiovasculares en el departamento del Valle del Cauca, en el período 2010- 2018.
- Realizar un análisis epidemiológico de las tasas estandarizadas de mortalidad cardiovascular en el departamento del Valle de Cauca, en el período 2010- 2018.
- Realizar un análisis espacial de áreas (lattices) con el fin de evaluar la correlación espacial de las razones estandarizadas de mortalidad cardiovascular en el departamento del Valle de Cauca, en el período 2010- 2018.
- Describir los municipios que representen los riesgos más significativos de mortalidad cardiovascular en el departamento del Valle del Cauca, en el período 2010-2018.

2. Antecedentes

En este sección se presenta una revisión bibliográfica de algunas investigaciones nacionales e internacionales más relevantes de estadística espacial aplicados en enfermedades cardiovasculares y una investigación contextual de la enfermedad. Se muestra la metodología empleada y resultados obtenidos en cada una de las investigaciones.

Soares and Nascimento (2010)

Desarrollaron un estudio con el objetivo de identificar el patrón espacial del número de internaciones por Infarto Agudo de Miocardio (IAM) y Enfermedad Isquémica del Corazón (EIC) en el Valle de Paraíba Paulista (Brasil) entre el año 2004 y 2005; utilizaron datos georreferenciados de 35 municipios y los datos de internaciones fueron obtenidos del Portal Datasus del Ministerio de Salud para hombres y mujeres por encima de los 30 años. Para la evaluación de la dependencia espacial utilizaron los coeficientes de autocorrelación global Índice de Moran (I de Moran) y el Índice local de Moran (LISA).

Como resultado obtuvieron que los casos de internaciones en personas mayores a 30 años en el Valle de Paraíba Paulista entre los años 2004 y 2005 fue de 6.287 (el 28 % por IAM y el 72 % por EIC), el 39,9 % correspondió a mujeres (el 35,3 % por AIM y el 41,6 % por EIC) y el 60,1 % a hombres (el 64,7 % por IAM y el 58,4 % por EIC). El análisis de clústeres a nivel global con el índice de Moran indicaron dependencia espacial entre los municipios analizados y a nivel local se identificó un clúster con 9 municipios en el noroeste del Valle de Paraíba Paulista.

Observatorio Nacional de Salud (2013)

Desarrollaron una investigación de la mortalidad para el período 1998-2011 y la situación de salud en los municipios de frontera terrestre en Colombia, se enfocaron en 4 grupos de enfermedades cardiovasculares: enfermedad coronaria, enfermedad cerebrovascular, enfermedad hipertensiva y enfermedad reumática crónica y se estudió la tendencia de las tasas de mortalidad para los principales eventos; los datos se extrajeron de los registros de los certificados individuales de defunción consolidados en las bases de mortalidad del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), y las variables examinadas fueron: año de registro de la defunción, población total por año, número de muertes, edad,

sexo, departamento de residencia habitual y código de causa básica de defunción. Para calcular las proporciones, tasas crudas y tasas ajustadas por edad y sexo, utilizaron como población de referencia la del año 2005. Se registraron 628.630 muertes por enfermedad cardiovascular, de las cuales el 56,3 % fueron por enfermedad cardiaca isquémica, 30,6 % por enfermedad cerebrovascular, 12,4 % por enfermedad hipertensiva y 0,5 % por enfermedad cardiaca reumática crónica. La tasa cruda promedio de mortalidad por enfermedad cardiovascular para el período fue de 105,3 muertes por 100.000 habitantes, y la tasa de mortalidad ajustada por edad promedio fue 106,2. De todas las muertes ocurridas en el periodo 1998-2011, el 23,5 % fueron debidas a enfermedad cardiovascular; en 2011 se registró la más alta proporción de fallecimientos por esta causa (25,4 %), y la menor proporción se registró en 1998 (21,6 %).

Gómez et al. (2015)

Desarrollaron un estudio con el fin de analizar el patrón espacial de la mortalidad por enfermedades cardiovasculares en el área urbana poblada del municipio de Madrid (España); utilizaron datos de mortalidad del Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid, que correspondía a variables: género, edad y sección censal de residencia de las personas fallecidas durante el año 2010.

Como metodología emplearon tres estimadores de riesgo para determinar el patrón espacial de la mortalidad para de hombres y mujeres: Razón Estandarizada de Mortalidad (REM), Riesgo Relativo Suavizado (RRS) y Probabilidad Posterior (PP). Para el análisis de conglomerados espaciales a nivel global utilizaron el Índice de Moran (I de Moran) y para el estudio local de las agrupaciones, el índice local de autocorrelación espacial (LISA).

Como resultados obtuvieron que los casos de mortalidad por enfermedades cardiovasculares fueron de 6.857 en el año 2010, de los cuales el 57,5 % correspondió a mujeres y el 42.5 % a hombres. El patrón espacial de las REM que obtuvieron en hombres fue mayor a 1,1 en las áreas centrales y en mujeres fue mayor a 1 en zonas periféricas. El RRS disminuyó el número de áreas con riesgos altos definidas por la REM para los hombres y para las mujeres tuvo un patrón similar. La PP presentó valores mayores de 0.8 en la zona del oeste en el caso de los hombres y en las mujeres en la zona de la periferia. El análisis de conglomerados a nivel global con el índice de Moran no mostró autocorrelación espacial para ninguno de los dos géneros, sin embargo, a nivel local con el método LISA si se detectó presencia de conglomerados para ambos géneros. Una limitación del estudio fue que los registros individuales de mortalidad se le atribuyó a la última dirección en la que ha residido el fallecido sin precisar el tiempo que vivió en ésta, por lo que se desconoció si esa persona había estado expuesta durante mucho tiempo o no al área referida.

Hernández et al. (2016)

Realizaron un estudio con el objetivo de investigar el comportamiento geográfico de las defunciones por enfermedades cardiovasculares de los distritos que conforman las provincias de Lima y Callao (Perú) durante el año 2013; utilizaron datos de mortalidad de la Oficina General de Estadística e Informática del Ministerio de Salud del Perú y estos se agruparon según distrito de residencia de cada defunción.

Para suavizar las tasas de mortalidad trabajaron bajo el enfoque Empírico Bayesiano para cada unidad distrital. Para evaluar si las tasas presentaban distribuciones con tendencia a la agrupación, dispersión o aleatorización utilizaron el Índice de Moran (I de Moran) y para estimar el grado de autocorrelación entre los distritos analizados utilizaron el índice local de Moran (LISA). Como resultados obtuvieron que los casos de mortalidad por enfermedades cardiovasculares fueron de 6.444 en las provincias de Lima y Callao durante el año 2013, donde el 48,7 % correspondió de mujeres (edad promedio de 77,8 años) y el 51,3 % a hombres (edad promedio de 72,3 años). El análisis espacial a partir del Índice de Moran a nivel global para las tasas suavizadas indicaron que existe un patrón con tendencia a la agrupación y con el índice local de Moran identificaron agrupaciones espaciales o conglomerados distritales con tasas por encima del promedio en la zona oeste y dos más con tasas inferiores al promedio en el norte y centro- sur de las provincias.

Rahnama and Shaddel (2019)

Desarrollaron un estudio con el fin de identificar la distribución espacial de las enfermedades cardiovasculares en la ciudad Mashhad (Irán) en mujeres entre los 16 y 64 años y analizar la relación de la interacción con los espacios verdes urbanos frente a la reducción de la enfermedad; los autores obtuvieron los datos de tres hospitales importantes del municipio, los cuales concentraban formación de los domicilios y perfiles de las pacientes hospitalizadas por enfermedades cardiovasculares entre el año 2016 y 2017.

Para analizar la distribución espacial de las pacientes con enfermedades cardiovasculares utilizaron el índice de Moran. Como resultado obtuvieron que el índice de Moran reveló una distribución agrupada de las enfermedades cardiovasculares, además se identificó tres tipos de conglomerados (alto-alto compuesto por tres subdistritos, bajo-alto compuesto por tres subdistritos y alto-bajo compuesto por un subdistrito, los tres al este de la cuidad). Por otra parte, en el análisis de relación con los espacios verdes urbanos determinó que son un recurso ambiental clave para la prevención y el control de las enfermedades cardiovasculares ya que: hay una reducción de los efectos nocivos del aire y la contaminación acústica, promueve las actividades físicas y ayuda a la recuperación psicológica.

3. Marco teórico

En esta sección se presentan los conceptos teóricos que se utilizaron en la investigación, el cual está dividido en tres partes. La primera parte corresponde al marco conceptual, que hace referencia a conceptos relacionados con salud y enfermedades cardiovasculares. La segunda parte corresponde al marco teórico estadístico enfocado a la parte epidemiológica, que incluye conceptos de tasas. La tercera parte corresponde a los conceptos de estadística espacial, destacando los métodos que serán empleados en esta investigación.

3.1. Marco conceptual

3.1.1. Causa básica de defunción

Es la enfermedad o lesión que inicia la cadena de acontecimientos patológicos, que conducen directamente a la muerte. Las circunstancias del accidente o situación de violencia que produjo la lesión fatal (Ministerio de Salud y Protección Social, 2009). Esta información es recolectada habitualmente por personal médico al momento de la defunción, basado en diferentes fuentes para determinar a su mejor juicio, las patologías o eventos que conllevaron al deceso (DANE, 2015).

3.1.2. Enfermedades no transmisibles (ENT)

Las enfermedades no transmisibles o crónicas son afecciones de larga duración con una progresión generalmente lenta y con frecuencia crean una necesidad de tratamiento y cuidados a largo plazo, estas enfermedades resultan de la combinación de factores genéticos, fisiológicos, ambientales y conductuales. Dentro del grupo de ENT destacan las enfermedades cardiovasculares, el cáncer, las enfermedades respiratorias crónicas y la diabetes (Organización Mundial de la Salud, 2018).

3.1.3. Enfermedades cardiovasculares (ECV)

Bajo el nombre de enfermedades cardiovasculares ("cardio" se refiere al corazón y "vascular" al sistema de vasos sanguíneos) se agrupan una serie de dolencias que afectan al corazón y a toda la red de vasos sanguíneos del organismo, que incluye las arterias, los capilares y las venas que trasladan la sangre a todos los rincones del cuerpo (Ministerio de Salud y

Protección Social, 2020). El corazón es un músculo fuerte, un poco más grande que el puño y su tarea es bombear sangre continuamente a través del sistema circulatorio, que es la red de tubos elásticos que permiten que la sangre fluya por todo el organismo. Por otra parte, el trabajo de las arterias y capilares es transportar la sangre, rica en oxígeno y nutrientes, del corazón y los pulmones a todas las partes del cuerpo y las venas regresan la sangre, reducida en oxígeno y nutrientes, al corazón y los pulmones. Con el tiempo, las arterias se van lesionando, provocando que se estrechen, pierdan elasticidad y potencialmente se obstruyan, debido a la acumulación de células, grasa y colesterol (Ministerio de Salud y Protección Social, 2020).

Algunas de las ECV más comunes son (Corella and Ordovás, 2007):

- **Enfermedades isquémicas del corazón:** Se deben a un estrechamiento progresivo de las arterias coronarias, la obstrucción total de la arteria provoca la interrupción de la circulación de la sangre al músculo del corazón, si este estado se prolonga, se destruye el tejido cardiaco que da lugar a un infarto.

- **Enfermedades cerebrovasculares:** Se deben a las alteraciones de la circulación cerebral, por una isquemia o hemorragia. En las isquémicas se produce una disminución del flujo sanguíneo que llega a alguna región del cerebro, lo que produce daño cerebral irreversible y en las hemorrágicas existe una extravasación de sangre por rotura de algún vaso.

- **Enfermedades hipertensivas:** Se deben a problemas cardíacos que ocurren debido a tener unos niveles de tensión arterial elevados de forma mantenida. La tensión arterial es la fuerza que ejerce la sangre contra las paredes de los vasos (arterias) al ser bombeada por el corazón. Cuanto más alta es la tensión, más esfuerzo tiene que realizar el corazón para bombear.

3.2. Marco teórico para el cálculo de tasas

3.2.1. Tasa bruta de mortalidad

La tasa bruta de mortalidad es un indicador que presenta de forma resumida el riesgo de morir de la población general, sin discriminar por otras variables de relevancia como el género, la edad, o la causa de la defunción (Organización Panamericana de la Salud, 2017). El cálculo de la tasa bruta de mortalidad se obtiene de la relación entre el número de defunciones ocurridas en un período de tiempo determinado (generalmente un año) y el total de la población expuesta al riesgo de morir en el mismo período de tiempo, tal como se muestra en la ecuación 3-1.

$$\text{Tasa bruta de mortalidad} = \frac{N^{\circ} \textit{ de defunciones ocurridas en un período } t}{\textit{Población total expuesta al riesgo de morir en un período } t} * k \qquad (3\text{-}1)$$

donde k es el factor de expansión, con el fin de transformar la tasa en un valor fácilmente comprensible, y su elección depende de la frecuencia del evento a que se hace referencia. Los más utilizados son 1.000, 10.000 y 100.000.

La tasa cruda conlleva un supuesto implícito de que el riesgo es constante en todas las categorías ya sea por edad o por sexo de una población. Para la mayoría de las enfermedades, la mortalidad no es uniforme, sino que están altamente correlacionadas la mayoría de las veces con la edad (Anselin et al., 2006).

3.2.2. Tasa específica de mortalidad

La tasa específica de mortalidad se implementa cuando existen razones para suponer que la mortalidad puede variar entre los distintos subgrupos de la población, puede ser por edad, género u otras características (Altamirano et al., 2000). El cálculo de la tasa específica de mortalidad se obtiene de la relación entre el número de defunciones en un grupo específico en un período de tiempo determinado y el total de la población expuesta al riego de morir en el mismo grupo específico y el mismo período de tiempo, tal como se muestra en la ecuación 3-2.

$$\text{Tasa específica de mortalidad} = \frac{\begin{array}{c} N^{\circ} \textit{ de defunciones en un grupo específico} \\ \textit{de la población en un período } t \end{array}}{\begin{array}{c} \textit{Población total expuesta al riesgo de morir} \\ \textit{del mismo grupo específico en un mismo período } t \end{array}} * k \qquad (3\text{-}2)$$

Como ya se mencionó anteriormente el riesgo de morir está fuertemente relacionado con la edad y las tasas específicas de mortalidad por edad muestran riesgos aumentados en los extremos de edad de la vida, como las tasas de mortalidad en menores de un año o en mayores de 80 años (Organización Panamericana de la Salud, 2017), sin embargo, si bien la tasa específica combina los riesgos específicos por edad, las diferentes tasas pueden deberse a la heterogeneidad en los riesgos o la heterogeneidad en la distribución por edad. Para facilitar las comparaciones, a menudo se argumenta que las diferencias de tasas debidas a estas últimas deben controlarse mediante la práctica de estandarizar las tasas por edad (Anselin et al., 2006).

3.2.3. Tasa estandarizada de mortalidad

La tasa estandarizada o ajustada de mortalidad es un método epidemiológico clásico que remueve el efecto confusor, cuando las estructuras de las poblaciones no son comparables en

cuanto a factores como la edad, el género, el nivel socioeconómico u otros, que influyen de manera independiente en el riesgo de muerte y distorsionan su interpretación (Organización Panamericana de la Salud, 2002). Particularmente en los estudios comparativos de mortalidad, el factor de la edad genera un impacto importante en el riesgo absoluto de morir en esta población, considerándose esté como el factor más común. Por lo que este método es una forma de comparar las tasas de mortalidad teniendo en cuenta la diferente estructura de edad entre poblaciones o en la misma población en diferentes períodos de tiempo (Bonita et al., 2008), como lo afirma el autor Last (1989) "una tasa de mortalidad estandarizada según la edad es una medida integrada de la tasa de mortalidad que una población tendría si su estructura por edades fuera estándar".

Existen dos métodos principales de estandarización:

- **Método directo:** Calcula la tasa que se esperaría encontrar en las poblaciones bajo estudio si todas tuvieran la misma composición según la variable cuyo efecto se espera ajustar o controlar. Utiliza una población llamada estándar o de referencia, cuyos estratos o categorías corresponden al factor que se quiere controlar (Organización Panamericana de la Salud, 2002).

  Suponiendo que el factor que se desea controlar sea la edad, es necesario disponer de datos sobre el número de muertes ocurridas en un determinado período, para cada uno de los grupos de edad elegidos y la población correspondiente a cada uno de dichos grupos, para obtener las tasas específicas por edad para las j áreas (poblaciones) que se estén estudiando, también es necesario la distribución por edad en la población estándar, la cual se pueden obtener de fuentes externas confiables como el DANE (Departamento Administrativo Nacional de Estadística) y de esta manera obtener los casos esperados como se muestra en la ecuación 3-3.

$$\text{Caso esperado en el grupo de edad } i \text{ de la población } j = \frac{\textit{(Población estándar i)*(Tasa específica i)}}{k} \tag{3-3}$$

  El número de casos esperados en una población corresponde a las muertes que se esperarían en esa población, si se aplicara la estructura de mortalidad por edad de esa población a la estructura de edad de la población estándar elegida (Organización Panamericana de la Salud, 2017).

  Posteriormente para obtener la tasa estandarizada para la población j, se suma el número de casos esperados en todos los grupos de edad, y el resultado se divide por la población estándar, como se muestra en la ecuación 3-4.

$$\text{Tasa estandarizada en la población } j = \frac{N^{\circ}\ total\ de\ casos\ esperados}{N^{\circ}\ total\ población\ estándar} * k \tag{3-4}$$

- **Método indirecto:** Es utilizado cuando no se dispone de datos de mortalidad desglosados por categoría y por ende no se pueden obtener las tasas específicas de cada población o cuando ocurren muy pocos casos en algunas categorías de la variable confusora, donde dado este caso los datos estarían sujetos a variaciones muy grandes, por el simple aumento o disminución de unas pocas muertes (Organización Panamericana de la Salud, 2002).

  Para el cálculo de las tasas estandarizadas por este método y suponiendo que el factor que se desea controlar sea la edad, es necesario disponer de las tasas específicas de una población estándar para cada uno de los grupos escogidos de edad y la distribución o el tamaño de los grupos por edad para cada población a comparar, de esta manera se obtienen los casos esperados en las poblaciones si tuviesen las tasas específicas de la población estándar, como se muestra en la ecuación 3-5.

$$\text{Caso esperado en el grupo de edad } i \text{ de la población } j = \frac{(Población\ i)*(Tasa\ específica\ estándar\ i)}{k} \tag{3-5}$$

  La relación entre el número de casos observados del evento en la población j en un período de tiempo dado y el número de casos esperados que se obtiene de la estandarización indirecta se conoce como la razón de mortalidad estandarizada (REM), como se muestra en la ecuación 3-6, que no es más que un estimador del riesgo relativo del área, es decir, que permite comparar el riesgo de muerte en relación con el grupo considerado de referencia (Organización Panamericana de la Salud, 2002).

$$\text{REM de la población } j = \frac{N^{\circ}\ total\ de\ casos\ observados}{N^{\circ}\ total\ de\ casos\ esperados} * 100 \tag{3-6}$$

  Un valor de REM mayor a 100 indica que se observaron más muertes que las esperadas (la población de estudio tuvo un resultado relativamente pobre), un valor de REM menor de 100 significa que se observaron menos muertes que las esperadas (la población de estudio tuvo un resultado relativamente favorable) y un valor de REM igual a 100 indica que se observaron igual muertes que las esperadas.

3.2.4. Porcentaje de cambio

Es una medida para determinar cambios en las tasas en un intervalo de tiempo, dado como (Red Española de Registros de Cáncer, 2019):

$$\text{Porcentaje de cambio} = \frac{\textit{Tasa final - Tasa inicial}}{\textit{Tasa inicial}} * \textit{100} \tag{3-7}$$

Un cambio porcentual positivo corresponde a una tendencia creciente, mientras que un cambio porcentual negativo corresponde a una tendencia decreciente.

Otra medida usual es el porcentaje promedio anual que indica el promedio del cambio en las tasas a lo largo del tiempo:

$$\text{Porcentaje promedio anual} = \frac{\sum_{i=1}^{m-1} \textit{Porcentaje de cambio } i}{m-1} \tag{3-8}$$

donde m es el total de años estudiados.

3.2.5. Intervalos de confianza

Las tasas proporcionan estimaciones puntuales del riesgo de una enfermedad, pero no contienen una indicación de la precisión de esa estimación puntual. Los intervalos de confianza consisten en un par de límites que definen un rango de valores dentro de los cuales se puede estar confiado en que se encuentra la verdadera tasa de mortalidad. En la mayoría de los casos el nivel de confianza que se asume es del 95 %, este valor indica el porcentaje de veces que bajo las mismas condiciones, el intervalo que se calcule contendrá efectivamente a la tasa de mortalidad (Organización Panamericana de la Salud, 2017). En los estudios de salud pública es muy común representar las tasas directas estandarizadas por edad con un intervalo de confianza, basados en una aproximación mediante una distribución Gamma (Servicio Gallego de Salud, 2014).

$$IC_{(1-\alpha)\,\%} = \left(G_1^{-1}\left(\frac{\alpha}{2}\right)\ ;\ G_2^{-1}\left(1-\frac{\alpha}{2}\right)\right) \tag{3-9}$$

donde:

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

  $$a_1 = \frac{Tasa^2_{estandarizada}}{S^2} \quad \text{y} \quad b_1 = \frac{S^2}{Tasa_{estandarizada}}$$

$$S^2 = Var(Tasa_{estandarizada}) = \sum_{j-1}^{m} \left(\frac{Población\ estándar_j}{Población\ estándar\ total} \right)^2 \frac{Tasa\ especifica_j}{Población_j}$$

- m es el número de intervalos de la variable por la que se ajusta.
- G_2 es la función de distribución gamma con parámetros a_2 y b_2:

$$a_2 = \frac{(Tasa_{estandarizada} + w_M)^2}{S^2 + w_M^2} \quad \text{y} \quad b_2 = \frac{S^2 + w_M^2}{Tasa_{estandarizada} + w_M}$$

$$w_M = max\{w_1, ..., w_m\}$$

$$w_j = \frac{Población\ estándar_j}{Población\ estándar\ total} \frac{1}{Población_j}$$

3.3. Marco teórico para el análisis espacial

3.3.1. Suavización de tasas

En el análisis espacial los mapas son elementos valiosos para la representación de la mortalidad y sus variaciones geográficas, sin embargo, cuando las áreas son muy pequeñas o la frecuencia de casos de mortalidad es baja, se distorsiona la interpretación de los mapas y la verdadera distribución del riesgo de una enfermedad específica, ya que la variabilidad en las tasas depende del tamaño de la población (Waller and Gotway, 2004), es decir, las áreas más pequeñas tendrán mayor variabilidad aleatoria de las defunciones, y por lo tanto las tasas resultarán estimaciones del riesgo de morir menos precisas para estas áreas. Las áreas pequeñas serán entonces las que pueden presentar valores más extremos de las tasas, por lo que resulta más difícil separar la verdadera variación geográfica de la variación aleatoria (Silva et al., 2003). Cabe mencionar que no hay una definición exacta de lo que se considera un área geográfica pequeña, ya que esto dependerá del contexto de estudio y del número de casos de la enfermedad analizada Barcelo et al. (2008).

Los mapas para visualizar la mortalidad por enfermedades deben ser limpios, con todos los efectos aleatorios eliminados, de modo que se proporcione una estimación precisa de las tasas en las diferentes áreas (Lawson, 2006). En la representación de los mapas de mortalidad se prefiere el uso del método indirecto (REM), que consiste en la comparación de las muertes observadas en un área con las esperadas si los riesgos para cada grupo de edad fueran los mismos que en cierta población de referencia (Barcelo et al., 2008), sin embargo, aún cuando las REM son ampliamente utilizadas en problemas de mortalidad, tiene una limitación al depender en gran medida del tamaño poblacional, ya que la varianza de las REM es inversamente proporcional a los valores esperados; así, áreas con poca población presentarán estimadores con gran variabilidad. En este sentido, las REM extremas y, por tanto, dominantes en el aparente patrón geográfico, son las estimadas con menos precisión

en las áreas que tienen pocos casos (Barcelo et al., 2008). Por otro lado, en las estimaciones correspondientes a áreas mayores (y por lo tanto, con menor variabilidad) predominará la información de la propia área (Silva et al., 2003).

Para reducir la variabilidad en el tamaño de la población de las tasas, se han propuesto diferentes métodos de suavizado (smoothing), como lo son los mapas de probabilidad, los métodos bayesianos (método empírico bayesiano y método jerárquico bayesiano), los promedios ponderados locales, entre otros, los cuales se basan en la idea de tomar información prestada de las regiones vecinas para estabilizar las estimaciones y producir una mejor estimación asociada a cada área, permitiendo así mejores inferencias (Waller and Gotway, 2004).

En el momento de escoger el método de suavizado Waller and Gotway (2004) han definido algunos criterios: el más importante es su precisión, ya que se debe identificar correctamente las regiones de tasas altas y bajas y suavizar las tasas que están artificialmente elevadas debido a la inestabilidad, otro criterio es la simplicidad o facilidad de uso y por último que sea posible obtener el error estándar para las estimaciones suavizadas que permitan cuantificar la incertidumbre.

El método de suavizado que se usó para el desarrollo de la presente investigación fue el método empírico bayesiano propuesto por Marshall (1991), ya que este permite por sus principios bayesianos, suponer una distribución de probabilidad para los casos observados, habitualmente una poisson, y asumir que el riesgo relativo también es una variable aleatoria. Se puede suponer que éste se distribuye según una determinada distribución de probabilidad, o bien se puede dejar libre, y no suponer ninguna distribución (Barcelo et al., 2008), además proporciona fórmulas explícitas de cálculo de las tasas, y por lo tanto no es necesario aplicar procesos computacionales de gran complejidad.

3.3.1.1. Método empírico bayesiano

Este método parte de la regla de Bayes que es una combinación entre la distribución previa, la probabilidad de los datos y la distribución posterior. La distribución previa contiene toda la información de la distribución del parámetro de interés antes de que se observen los datos; la probabilidad de los datos se presenta a través de la función de verosimilitud, la cual resume la distribución de probabilidad condicional de los datos, dado el valor de los parámetros desconocidos. A partir de la combinación de la distribución previa y la función de verosimilitud se construye la distribución posterior, que actualiza el parámetro de interés (Waller and Gotway, 2004).

$$\begin{aligned} \text{Distribución previa} &= f(\theta_i) \\ \text{Función de verosimilitud} &= f(Z_i|\theta_i) \\ \text{Distribución posterior} &= f(\theta_i|Z_i) = f(Z_i|\theta_i)f(\theta_i) \;/\; \int f(Z_i|\theta_i)f(\theta_i)d\theta_i \end{aligned} \tag{3-10}$$

Es preciso destacar que como la inferencia bayesiana depende de la distribución previa, el uso de una distribución previa no informativa da como resultado una distribución posterior muy similar a la función de probabilidad, y si se usa una distribución previa demasiado informativa puede resultar en una distribución posterior muy alejada de la función de probabilidad (Waller and Gotway, 2004).

Ahora bien, suponiendo que los recuentos de mortalidad Z_i en el área i ($i = 1, 2, 3, ..., n$) donde n es el número de áreas que se están estudiando) representan variables aleatorias, cada una sigue una distribución de Poisson con media y varianza igual a $p_i\theta_i$, donde p_i es el número de personas en riesgo de morir en el área i en el período de estudio y θ_i es el parámetro de interés que hace alusión a la tasa o razón del riesgo de morir por la enfermedad específica en el área i durante el período de estudio. Dada la probabilidad de muertes por enfermedad en cada área se tiene (Waller and Gotway, 2004):

$$Z_i|\theta_i \sim Poisson(p_i\theta_i) \tag{3-11}$$

Bajo este modelo de probabilidad se asume que los Z_i son condicionalmente independientes dado θ_i, por lo cual la función de verosimilitud toma una forma simple definiéndose como el producto en todas las áreas i de las distribuciones condicionales (ecuación 3-11), adicionalmente esto no involucra que los Z_i sean mutuamente independientes, sino que la correlación espacial que se observa en Z_i es una tendencia espacial el los riegos de las áreas i (Waller and Gotway, 2004).

Dado que en el análisis bayesiano a θ_i se trata como variables aleatorias, se debe definir una distribución previa para cada uno, sin embargo al no conocer esta distribución Marshall (1991) propone un técnica para determinar las estimaciones empíricas bayesianas por el método de los momentos, donde el mejor estimador de Bayes para θ_i esta dado como:

$$\begin{aligned} \hat{\theta}_i &= m_{\theta_i} + C_i(r_i - m_{\theta_i}) \\ &= C_i r_i + m_{\theta_i}(1 - C_i) \end{aligned} \tag{3-12}$$

donde C_i se denomina como factor de contracción, ya que define cuánto se reduce la tasa ($ri = Z_i/p_i$), hacia la media anterior (m_{θ_i}). Este factor no es otra cosa que la relación entre la varianza previa y la varianza de los datos:

$$C_i = \frac{v_{\theta_i}}{v_{\theta_i} + m_{\theta_i}/p_i} \tag{3-13}$$

La ecuación 3-12 corresponde a un promedio ponderado de la estimación de la tasa y la media previa, entonces, cuando el tamaño de la población (p_i) es pequeño, el factor de contracción (C_i) tiende a cero y el estimador de Bayes está cerca de la media anterior (m_{θ_i}), pero si ocurre el caso contrario, el estimador de Bayes se aproxima a la tasa observada (r_i), es decir que, el estimador de Bayes proporciona un enfoque que toma prestada la fuerza de la media anterior, donde la cantidad de fuerza prestada depende de la estabilidad de la estimación local de la tasa medida por la varianza previa (Waller and Gotway, 2004).

Continuando con el proceso, es necesario encontrar los valores para m_{θ_i} y v_{θ_1}, para esto, Marshall (1991) propuso asumir que $m_{\theta_i} = m_\theta$ y $v_{\theta_1} = v_\theta$, es decir, la misma media previa y varianza para todas las áreas. Con lo anterior se procede a estimar m_θ, v_θ y C_i por el método de los momentos.

Para la media general (m_θ), el estimador por el método de momentos es la media ponderada de la muestra:

$$\tilde{m}_\theta = \frac{\sum_{i=1}^n r_i p_i}{\sum_{i=1}^n p_i} = \frac{\sum_{i=1}^n Z_i}{\sum_{i=1}^n p_i} \tag{3-14}$$

Para la varianza (v_θ), el estimador por el método de momentos es:

$$\tilde{v}_\theta = s^2 - \frac{\tilde{m}_\theta}{\bar{p}} \tag{3-15}$$

donde $\bar{p} = \sum_{i=1}^n p_i/n$ y la varianza pondera de la muestra es:

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n p_i (r_i - \tilde{m}_\theta)^2}{\sum_{i=1}^n p_i} \tag{3-16}$$

Cabe resaltar que si la cantidad de $\tilde{v}_\theta$ es negativa, se usa cero como estimación de este, para evitar estimaciones de varianza negativas (Waller and Gotway, 2004).

Reemplazando $\tilde{m}_\theta$ y $\tilde{v}_\theta$ de las ecuaciones 3-14 y 3-15 respectivamente, en la expresión de C_i (ecuación 3-13), se obtiene el estimador por el método de momentos del factor de contracción de Bayes:

$$\tilde{C}_i = \begin{cases} \frac{s^2 - \tilde{m}_\theta/\bar{p}}{s^2 - \tilde{m}_\theta/\bar{p} + \tilde{m}_\theta/p_i} & \text{si } s^2 \geq \tilde{m}_\theta/\bar{p} \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases} \tag{3-17}$$

Finalmente, remplazando en la ecuación 3-12 se obtiene el estimador empírico de Bayes:

$$\hat{\theta}_i = \tilde{C}_i r_i + \tilde{m}_\theta(1 - \tilde{C}_i) \tag{3-18}$$

Como se mencionó anteriormente este estimador de Bayes reduce cada tasa observada hacia la media anterior, sin embargo, esta media es global y cualquier cambio en su ubicación no altera sus estimaciones, esto resulta inadecuado ya que no podemos suponer que las tasas en las diferentes áreas comparten la misma media global previa. Para esto, se pueden obtener estimadores de Bayes locales considerando medias previas definidas localmente, es decir que, las estimaciones se reducen pensando en la media de su vecindario cercano en lugar de la media global.

3.3.1.2. Estimadores de Bayes locales

Para obtener los estimadores de bayes locales Marshall (1991) propone definir un vecindario para cada área i, que incorpora la i-ésima área con sus vecinos más cercanos y usar esa vecindad para establecer los parámetros previos para θ_i. En este sentido θ_i se estima reduciendo cada tasa (r_i) hacia la media de la vecindad. Así, los estimadores de Bayes locales son fáciles de obtener dada la forma de la ecuación 3-18, solo es necesario remplazar $\tilde{C}_i$, $\tilde{m}$, s^2 y p por $\tilde{C}_{(i)}$, $\tilde{m}_{(i)}$, $s^2_{(i)}$ y $\bar{p}_{(i)}$ respectivamente en las ecuaciones 3-17 y 3-18, es decir que son calculadas sobre el i-ésimo vecindario.

Cabe mencionar que el estimador empírico de Bayes por el método de momentos mostrado anteriormente es calculado a partir de la tasa bruta, y para el desarrollo del análisis espacial de esta investigación se optó por suavizar las razones estandarizadas de mortalidad (REM). Para esto, los autores Clayton and Kaldor (1987) proponen una reparametrización para el modelo de probabilidad básico definido en la ecuación 3-11, donde los recuentos de mortalidad Z_i es el área i son variables aleatorias y cada una sigue una distribución de Poisson con media y varianza igual a $E_i\rho_i$, donde E_i es el número de casos esperados en el área i calculados por el método indirecto y ρ_i es el parámetro de interés que hace referencia al riesgo relativo asociado con las personas que residen en el área i. Dada la probabilidad de muertes por enfermedad en cada área se tiene:

$$Z_i|\rho_i \sim Poisson(E_i\rho_i) \tag{3-19}$$

Los modelos de probabilidad de las ecuaciones 3-11 y 3-19 son idénticos, en el sentido que la media condicional de Z_i en ambos casos es el producto de una constante conocida (p_i en la ecuación 3-11 y E_i en la ecuación 3-19) y un parámetro desconocido (θ_i y ρ_i respectivamente). Por lo tanto, la estimación empírica de Bayes local por el método de los momentos para las REM, se obtienen reemplazando p_i por E_i en el desarrollo del método empírico bayesiano Waller and Gotway (2004). De este modo el estimador de Bayes esta dado como:

$$\begin{aligned}\tilde{\rho}_{(i)} &= \tilde{m}_{(i)} + \tilde{C}_{(i)}(\hat{\rho}_i - \tilde{m}_{(i)}) \\ &= \tilde{C}_{(i)}\hat{\rho}_{(i)} + \tilde{m}_{(i)}(1 - \tilde{C}_{(i)})\end{aligned} \tag{3-20}$$

donde $\hat{\rho} = Z_i/E_i$ es el estimador por máxima verosimilitud de ρ y las estimaciones de $\tilde{m}_{(i)}$ y $\tilde{C}_{(i)}$ se obtienen por el método de los momentos.

Para la media del vecindario de cada área i, el estimador esta dado como:

$$\tilde{m}_{(i)} = \frac{\sum_{i=1}^{n_{(i)}} \hat{\rho}_{(i)} E_{(i)}}{\sum_{i=1}^{n_{(i)}} E_{(i)}} = \frac{\sum_{i=1}^{n_{(i)}} Z_{(i)}}{\sum_{i=1}^{n_{(i)}} E_{(i)}} \tag{3-21}$$

donde $n_{(i)}$ son los vecinos más cercanos al área i.

La varianza del vecindario de cada área i, está dada como:

$$\tilde{v}_{(i)} = s^2_{(i)} - \frac{\tilde{m}_{(i)}}{\bar{E}_{(i)}} \tag{3-22}$$

donde $\bar{E}_{(i)} = \sum_{i=1}^{n_{(i)}} E_{(i)}/N_{(i)}$ y la varianza ponderada de la muestra es:

$$s^2_{(i)} = \frac{\sum_{i=1}^{n_{(i)}} E_{(i)}(\hat{\rho}_{(i)} - \tilde{m}_{(i)})^2}{\sum_{i=1}^{n_{(i)}} E_{(i)}} \tag{3-23}$$

Finalmente, el factor de contracción es:

$$C_{(i)} = \frac{\tilde{v}_{(i)}}{\tilde{v}_{_{(i)}} + (\tilde{m}_{(i)}/E_{(i)})} \tag{3-24}$$

3.3.2. Estadística espacial

La estadística espacial es la reunión de un conjunto de metodologías apropiadas para el análisis de datos, que corresponden a la medición de variables aleatorias en diversos sitios (puntos del espacio) de una región o área. De manera más formal, la estadística espacial es el análisis de realizaciones de un proceso estocástico $\{Z(s) : s \in D \subset \mathbb{R}^d\}$ (Giraldo, 2011), donde Z denota el atributo que se observa y la ubicación en la que se observa Z es s, un vector de coordenadas $(d \times 1)$, la mayoría de los procesos espaciales es de procesos en un espacio bidimensional $d = 2$ y $s = [x, y]'$ son las coordenadas cartesianas (Schabenberger and Gotway, 2005).

La estadística espacial se subdivide en tres grandes áreas de estudio: geoestadística, datos de lattice y patrones puntuales, que están asociados a las característica del conjunto D, es decir, si las ubicaciones s provienen de un conjunto D continuo o discreto y si las

ubicaciones son seleccionadas por el investigador (D fijo) o no (D aleatorio) (Giraldo, 2011). La geoestadística estudia datos de procesos donde el espacio de parámetros D es continuo y fijo, es decir que $Z(s)$ se puede observar en todas partes dentro de D. Los datos de lattice también denominados datos de área estudia datos de procesos donde el espacio de parámetros D es discreto y fijo, ya que la selección de los sitios de medición son seleccionadas por el investigador. Los patrones puntuales a diferencia de los dos anteriores, el conjunto D es aleatorio, es decir que la decisión de donde se hace la medición no depende del investigador sino de la naturaleza del fenómeno a estudiar y dicho conjunto puede ser discreto o continuo (Giraldo, 2011).

Para analizar espacialmente las razones estandarizadas de mortalidad (REM) por enfermedades cardiovasculares en el departamento del Valle del Cauca, en esta investigación se optó por trabajar con datos de lattice, ya que a diferencia de la geoestadística y patrones puntuales, las ubicaciones espaciales pertenecen a un conjunto D discreto conformado por los 42 municipios del departamento y la selección de lo sitios en los cuales se desea analizar la mortalidad cardiovascular es realizada por el investigador (D fijo).

3.3.3. Datos de lattices o datos de área

Los lattices son datos espaciales donde el dominio D es fijo y discreto, el número de áreas que también pueden denominarse como sitios, unidades o ubicaciones pueden ser infinitos lo importante es que se puedan enumerar (no aleatorio y contable) (Schabenberger and Gotway, 2005), a su vez ninguna de las áreas puede cruzarse entre sí, pero cada una comparte un borde de límite con una o más de las otras áreas. Adicional a esto, las ubicaciones pueden estar regular o irregularmente espaciadas, se forma un lattice regular si todas las áreas tienen la misma forma y tamaño, las regulares generalmente se obtienen si una región se divide en celdas basadas en una cuadrícula regular, y si por el contrario una región se divide en celdas en función de los contornos de objetos naturales, se obtiene un lattice irregular (Zuur et al., 2007).

En el análisis espacial con datos de lattice es conveniente o necesario asignar a cada sitio una coordenada espacial precisa, una ubicación representativa, para poder hacer mediciones entre ellos, por ejemplo, para medir la distancia entre el sitio de una cuidad A y otra cuidad B, se necesita adoptar alguna técnica para medir la distancia entre estas dos regiones, una posibilidad sería la distancia euclidiana entre una ubicación representativa dentro de cada cuidad, como el centroide de las ciudades (Schabenberger and Gotway, 2005), cabe resaltar que los modelos estadísticos para tales datos deben expresar el hecho de que las observaciones cercanas (en el tiempo o en el espacio) tienden a ser similares.

3.3.4. Medidas de proximidad espacial

Un primer paso para cuantificar la estructura de dependencia espacial en un conjunto de datos es definir para el conjunto de áreas, la relación espacial existente entre ellos, hay varias formas de definir esta relación y la elección de cual elegir es subjetivo. Los autores Schabenberger and Gotway (2005) suponen que s_i y s_j son ubicaciones de puntos con las que se identifican las áreas del lattice y a cada par de sitios se le asocia un peso w_{ij} de forma binaria, usados generalmente si se trata de unidades regulares, de la siguiente manera:

- $w_{ij} = 1$ si las áreas i y j están conectadas y 0 en otro caso.

Uno de los problemas de la asignación de forma binaria cuando son unidades irregulares, es que los límites comunes entre áreas varían en longitud; algunas áreas están solo conectadas por un borde corto o por un borde demasiado largo (Zuur et al., 2007). Por tal razón Waller and Gotway (2004) definen los vecinos cercanos mediante alguna función perimétrica de distancia, por ejemplo, si d_{ij} es la distancia entre los centroides de las áreas i y j:

- $w_{ij} = 1$ si las áreas i y j se encuentran a una distancia determinada y 0 en otro caso.

También se podría definir la estructura del vecindario en función de la fracción del borde de el área i que comparte con el área j:

- $w_{ij} = \frac{l_{ij}}{l_i}$ si las áreas i y j comparten un límite en común y 0 en otro caso.

donde l_ij es la frontera entre s_i y s_j y l_i es el perímetro de s_i.

Los autores Schabenberger and Pierce (2001) proponen otras opciones:

- $w_{ij} = d_{ij}^{-\gamma}$ donde la potencia $\gamma \geq 0$
- $w_{ij} = exp(d_{ij}^{\gamma})$
- $w_{ij} = (l_{ij}/l_i)^{\gamma}$
- $w_{ij} = (l_{ij}/l_i)/d_{ij}^{\gamma}$

Para las cuatro opciones anteriores si las áreas i y j no comparten algún límite, w_{ij} es igual 0.

Los sitios que están conectados se consideran vecinos espaciales, y el investigador determina qué constituye la conexión, es decir, si comparten una frontera común o si los centros dentro de las áreas están separados por una distancia determinada Schabenberger and Gotway (2005). La colección de pesos constituyen una matriz de proximidad espacial (también llamada conectividad espacial o matriz de peso espacial), donde el elemento (i, j) de un a matriz de proximidad espacial W, cuantifica la dependencia espacial entre las áreas i y j y colectivamente (Waller and Gotway, 2004). La matriz W será de orden $n \times n$

y puede representarse de la siguiente manera:

$$W = \begin{bmatrix} 0 & w_{12} & w_{13} & \cdots & w_{1n} \\ w_{21} & 0 & w_{23} & \cdots & w_{2n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n1} & w_{n2} & w_{n3} & \cdots & 0 \end{bmatrix} \tag{3-25}$$

donde cada uno de sus componentes (pesos) w_{ij} $(i, j = 1, 2, ..., n)$ representa la relación entre dos localizaciones i (fila) y j (columna), cabe mencionar que la diagonal de la matriz esta formada por ceros, dado que ninguna observación puede estar relacionada consigo mismo, en otras palabras, un área no puede ser vecina de si misma. La matriz de ponderación espacial se usa para calcular la autocorrelación espacial.

3.3.5. Mapas coropléticos

Los mapas coropléticos o mapas coropletas son los más comunes para la visualización de datos de áreas, ya que muchas veces en el análisis espacial de salud, los valores del atributo de interés están asociados con un área en lugar de un punto específico en el mapa. Estos mapas usan diferentes combinaciones de colores y patrones para representar diferentes valores de la variable de atributo asociada con cada área y cada una de ellas está coloreada en base a la categoría que toma su valor de atributo correspondiente (Waller and Gotway, 2004), usualmente las áreas con el sombreado más oscuro tienen las tasas más altas y por el contrario, las áreas con el sombreado más claro tienen las tasa más bajas.

Estos mapas, son particularmente útiles en diferentes escenarios de salud pública para poder comparar tasas de morbilidad o mortalidad de una enfermedad entre dos o más poblaciones, su objetivo es proporcionar información sobre las variaciones geográficas en el riesgo de la enfermedad Waller and Gotway (2004); la implementación de estos mapas con tasas estandarizadas (directas o indirectas) es una herramienta que proporciona una manera útil de comparar los resultados de salud entre poblaciones, regiones o áreas que pueden tener diferente densidad poblacional o distribuciones de edad (Garcia and Villamizar, 2018).

Para georreferenciar los datos de un área, es necesario tener un mapa en las mismas unidades de esos datos, es decir, si se trabaja con tasas de mortalidad por país, es necesario tener un mapa del país y si por el contrario, las tasas de mortalidad están por municipio, es necesario tener un mapa con los límites de las municipalidades.

Existe una variedad de posibilidades dentro de la familia de los mapas coropletas, según el método de corte de los valores de la variable (Giraldo, 2011): intervalos iguales, cuantilas (cuartiles, deciles, percentiles), rupturas naturales (Jenks), entre otros. Los

intervalos iguales toman el rango de la variable y se divide por el número de clases o intervalos deseados, para obtener la amplitud de estos, su desventaja es que cuando la distribución de frecuencias es asimétrica, esta división deja una gran parte del mapa sombreado con el mismo color e impide una buena descripción del fenómeno de estudio. Las cuantilas usualmente usa los cuartiles (deciles y percentiles solo implementan cuando hay un gran número de áreas en el mapa), en estos casos hay un número igual de áreas sombreadas con cada color. Su desventaja es que no logra detectar muy bien los valores extremos en áreas grandes, lo que impide la detección de zonas críticas (Giraldo, 2011). Las rupturas naturales por otro lado, son un método óptimo para los mapas coropléticos, ya que se basan en un procedimiento iterativo, minimizando la varianza dentro de las clases y maximizando la varianza entre estas. Por tanto, los intervalos serán formados por los valores de la variable que presentan mayor similitud (Jenks and Caspall, 1971).

3.3.6. Autocorrelación espacial

La autocorrelación espacial se define como un fenómeno que ocurre cuando la distribución espacial de la variable de interés muestra algún patrón determinado o la existencia de una relación entre lo que ocurre en un punto del espacio y lo que ocurre en otro lugar. En estudios epidemiológicos es de interés indagar si el riesgo de un evento de interés ya sea una enfermedad o muerte, se correlaciona espacialmente en una zona determinada, es decir, se trata de validar la hipótesis de si los riesgos de áreas contiguas geográficamente son más similares o más diferentes de lo esperado, bajo la idea que establece que la distribución del riesgo no está relacionada con la localización espacial de las áreas (González, 2015). Dado lo anterior, el planteamiento de la hipótesis de forma estadística queda de la siguiente manera:

H_0 : Ausencia de autocorrelación espacial.

H_1 : Presencia de autocorrelación espacial.

Si se rechaza la hipótesis nula se dice que existe dependencia espacial entre la variable de estudio en la ubicación i y la variable en la ubicación j, y en el caso contrario, la ocurrencia de la variable de estudio es independiente de la ubicación donde se encuentre.

Por lo tanto, la idea es utilizar metodologías que permitan detectar la existencia de un esquema de dependencia espacial estadísticamente significativo en la distribución espacial de una variable. Tales metodologías se dividen en dos grupos: contrastes de autocorrelacion espacial globales y contrastes de autocorrelación espacial locales. Los índices globales miden cómo la variable bajo estudio se correlaciona en un área y los índices locales traducen cómo la variable en un área está correlacionada con la misma variable en un vecindario cerrado; ellos proporcionan un valor para cada área y permiten la identificación de grupos (Fatima et al., 2010).

3.3.6.1. Autocorrelación espacial global

Un índice global de autocorrelación espacial proporciona un resumen de toda el área de estudio del nivel de similitud espacial observado entre observaciones vecinas (Waller and Gotway, 2004), con el fin de contrastar si se cumple la hipótesis de que una variable de interés se encuentra distribuida de forma totalmente aleatoria en el espacio o, por el contrario, existe una asociación significativa de valores similares o distintos entre regiones vecinas (González, 2015). Normalmente, los valores extremos del índice en una dirección sugieren una autocorrelación espacial positiva, mientras que los valores extremos en la dirección opuesta sugieren una autocorrelación espacial negativa.

La mayoría de los índices globales de autocorrelación comparten una estructura básica común (ecuación 3-26), donde se calcula la similitud (sim_{ij}) de los valores de la variable en las ubicaciones i y j, para luego ser ponderados por la proximidad de las ubicaciones i y j, es decir el peso w_{ij} correspondiente en la matriz de proximidad espacial. Valores de similitud y pesos altos (valores similares muy juntos) conducen a valores altos del índice, mientras que valores de similitud bajos y pesos altos (valores diferentes muy próximos entre sí) conducen a valores bajos del índice (Waller and Gotway, 2004).

$$\frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} w_{ij} sim_{ij}}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} w_{ij}} \tag{3-26}$$

donde $i, j = 1, ..., N$.

Se han propuesto un conjunto de estadísticos de dependencia espacial, los más ampliamente utilizados son el índice I de Moran y el índice C de Geary. Cabe destacar que los valores de estos estadísticos pueden tener algún interés en sí mismos y no son directamente interpretables, es decir, el resultado de los índices globales solo proporcionan una aproximación a la realidad de la autocorrelación de los valores de la variable de interés, por lo que para determinar donde se encuentran localizados dichos grupos significativos o cluster se deben emplear los índices locales.

- **Índice I de Moran**

  El índice I de Moran es una medida global de dependencia espacial asociada con la idea de que valores observados en áreas geográficas adyacentes serán mas similares que los esperados bajo el supuesto de independencia espacial (Giraldo, 2011). El índice de autocorrelación de Moran sigue la forma básica para índices globales (ecuación 3-26) implementando la similitud entre las áreas i y j definidas como el producto de la diferencia respectiva entre Z_i y Z_j con la media general ($\bar{Z}$) como se muestra en la (ecuación 3-28), de esta manera el índice I de Moran esta definido

como:

$$I = \frac{N}{\sum_{i=1}^{N}(Z_i - \bar{Z})^2} \frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} w_{ij} sim_{ij}}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} w_{ij}} \tag{3-27}$$

donde:

$$sim_{ij} = (Z_i - \bar{Z})(Z_j - \bar{Z}) \tag{3-28}$$

Z_i es el valor de la variable en un área espacial determinada y Z_j es el valor de la variable en otra localización, normalmente vecina a Z_i, N es el número de áreas en el análisis y $\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} w_{ij}$ corresponde a la suma total de los pesos designados a cada par de vecinos.

Cabe destacar que el índice I de Moran no es una medida universal que describa perfectamente el comportamiento de las unidades de análisis, sino que depende del criterio de vecindad que se ha seleccionado, de tal modo que la matriz de proximidad espacial W es construida con el propósito de describir de la mejor forma al fenómeno analizado dada la interacción de las unidades, de forma que este criterio es el que define el patrón espacial que informa el índice (Siabato and Guzmán, 2018).

El índice I de Moran oscila entre -1 y 1, valores positivos (entre 0 y 1) indican autocorrelación directa (similitud entre áreas cercanas), valores negativos (entre -1 y 0) indican autocorrelación inversa (disimilitud entre las áreas cercanas) y valores cercanos a cero apoyan la hipótesis de aleatoriedad espacial (Giraldo, 2011). Sin embargo, empíricamente se sugiere pensar que valores mayores de $0,35$ y menores $0,35$ deberían llevar a pensar en similitud y disimilitud entre áreas cercanas respectivamente y en aleatoriedad del fenómeno cuando el índice se encuentra en el rango $-0,35 \leq I \leq 0,35$ (Siabato and Guzmán, 2018).

Por otra parte, dado que el índice de Moran permite probar la hipótesis nula de que los riesgos son heterogéneos sin correlación espacial (riesgos espacialmente constantes) contra la alternativa de que los riesgos son heterogéneos con correlación espacial, un resultado del índice I de Moran significativo implica que las zonas cercanas tienden a tener riesgos similares, produciendo un mapa de valores similares. Sin embargo, si se acepta la hipótesis nula podemos tener riesgos homogéneos o heterogéneos (González, 2015).

- **Índice C de Geary**

El índice C de Gary es una medida global de autocorrelacion espacial basada en un promedio ponderado de los valores de similitud observados para todos los

pares de áreas que asignan pesos de proximidad espacial (Waller and Gotway, 2004). Una característica que se resalta de este término es que no se compara con el valor medio global, sino con el valor medido de cada vecino. Lo anterior implica que cuanto mayor sea la diferencia entre la unidad de análisis central y sus vecinos, mayor será el numerador (Siabato and Guzmán, 2018). El índice C de Geary esta definido como:

$$C = \frac{N-1}{\sum_{i=1}^{N}(Z_i - \bar{Z})^2} \frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} w_{ij} sim_{ij}}{2\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} w_{ij}} \tag{3-29}$$

donde:

$$sim_{ij} = (Z_i - Z_j)^2 \tag{3-30}$$

El valor del estadístico oscila entre 0 y 2, donde 0 indica correlación espacial positiva perfecta para cualquier par de regiones, y 2 indica correlación espacial negativa perfecta. A diferencia del I de Moran los valores bajos de C Geary denotan una correlación positiva y los valores altos indican una correlación negativa (Siabato and Guzmán, 2018). Además, bajo la hipótesis nula de independencia espacial, y asumiendo medias y varianzas constantes, el valor esperado del índice C de Geary es igual a 1 bajo los supuestos de normalidad o aleatorización (Waller and Gotway, 2004).

- **Índice Empírico de Bayes (IEB)**

El índice empírico de Bayes es empleado para detectar autocorrelación espacial directamente con tasas observadas, teniendo mayor potencia que el I de Moran; el IEB tenderá a ser positivo si los riesgos están correlacionados espacialmente y permite probar la hipótesis nula de que los riesgos son heterogéneos sin correlación espacial (Assuncao and Reis, 1999). Se propone estandarizar la tasa r_i como:

$$X_i = \frac{r_i - \tilde{m}_\theta}{\sqrt{var(r_i)}} \tag{3-31}$$

donde la media y la varianza de los r_i son estimadas por $\tilde{m}_\theta$ y $var(r_i) = \tilde{v}_\theta + \tilde{m}_\theta / E_i$ y a partir de los estimadores de momentos propuestos por Marshall (1991) tal como se presentaron en las ecuaciones 3-14, 3-15 y 3-16. Por lo tanto a partir de la ecuación 3-31 el IEB esta definido como:

$$IEB = \frac{n\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij} X_i X_j}{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij} \sum_{i=1}^{n}(X_i - \bar{X})^2} \tag{3-32}$$

donde $\bar{X} = \sum_{i=1}^{n} X_i / n$.

3.3.6.2. Autocorrelación espacial local

Los estadísticos globales tienen la desventaja de no ser sensibles a situaciones donde predomina una importante inestabilidad en la distribución espacial de la variable analizada, presentando agrupaciones en regiones localizadas en áreas específicas del territorio que concentran valores más elevados o bajos de lo que cabría esperar ante una distribución homogénea, mientras que la aleatoriedad domina en el resto del territorio (González, 2015) ocultando características interesantes del fenómeno en estudio. Para superar esta limitación, existen varias medidas de autocorrelación espacial local que pueden utilizarse con diferentes propósitos: cuando se aplican a los conjuntos de datos que carecen de autocorrelación espacial global, pueden ser capaces de revelar una o más áreas que presentan una desviación significativa de aleatoriedad espacial o cuando se aplican a los conjuntos de datos donde está presente la autocorrelación espacial global, pueden ayudar a identificar los lugares que más contribuyen a la pauta general de la agrupación espacial (González, 2015).

Anselin (1995) define el LISA como un estadístico que satisface dos requerimientos en los que se incluye, primero cada observación de un LISA da una indicación del grado significativo de agrupamiento espacial de los valores similares alrededor de dicha observación y segundo la suma de LISAS para todas las observaciones es proporcional a un indicador global de asociación espacial, permitiendo así la descomposición del coeficiente global en partes separadas, lo que hace posible identificar las ubicaciones individuales que son los principales contribuyentes al valor de autocorrelación global.

La forma básica del LISA para la región i se define como:

$$\sum_{j=1}^{N} w_{ij} sim_{ij} \tag{3-33}$$

La cual representa el i-ésimo sumando en el numerador de la estructura básica de un indicador global de asociación espacial (ecuación 3-26).

Los valores de los estadísticos de LISA se mueve entre altos y bajos identificando zonas calientes y frías respectivamente, en el que se indican áreas con valores altos, sugiere una correlación local más fuerte que otras, que pueden deberse a agregaciones de recuentos o proporciones altas, bajas o moderadas, de tal manera que los valores altos de un LISA sugieren conglomerados de conteos o proporciones similares, pero no necesariamente grandes, en varias regiones y los valores bajos de un LISA sugieren un conglomerado en una sola región que es diferente de la mayoría o de todos sus vecinos (Waller and Gotway, 2004).

En los resultados de los estadísticos de LISA también se puede incluir mapas de valores-p mediante los cuales de establece autocorrelacion significativa entre áreas vecinas,

donde un valor lo suficientemente pequeño determina un cluster (LISA alto) o un valor atípico (LISA bajo) (Waller and Gotway, 2004). El cálculo de los valores-p en el caso de los índices locales tiene algunos inconvenientes, entre ellos esta el hecho realizar muchas pruebas, cada una basada en un tamaño de muestra relativamente pequeño, lo que da como resultado falsos significativos), sin embargo, este tipo de problemas permanecen en la mayoría de las aplicaciones de LISA a datos de salud pública. (Waller and Gotway, 2004).

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

  El I_i de Moran permite conocer la contribución exacta que presenta cada región del análisis a la variación global del I de Moran, además de identificar tanto clústeres positivos y negativos como valores atípicos (Siabato and Guzmán, 2018). El índice de Moran local esta definido como:

$$I_i = \frac{n \sum_{j=1}^{n} w_{ij} sim_{ij}}{\sum_{i=1}^{n} (Z_i - \bar{Z})^2} \tag{3-34}$$

  Finalmente:

$$I_i = \frac{n(Z_i - \bar{Z}) \sum_{j=1}^{n} w_{ij} (Z_j - \bar{Z})}{\sum_{i=1}^{n} (Z_i - \bar{Z})^2} \tag{3-35}$$

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

  El C_i de Geary esta definido como:

$$C_i = \frac{\sum_{i=1}^{n} w_{ij} (Z_i - Z_j)^2}{(\sum_{i=1}^{n} (Z_i - \bar{Z})^2)/n} \tag{3-36}$$

  Cabe mencionar que el denominador en la ecuación 3-36 hace referencia a la varianza de la variable de interés, por lo tanto, i en esta parte no es contante.
  Los valores altos de C_i están determinados por diferencias entre la localidad i y sus vecinos, independientemente de si alguno de los valores está cerca de los extremos de la distribución y por el contrario los valores bajos de C_i indican similitud entre variables en las ubicaciones i y j y se espera una autocorrelacion espacial positiva (Sokal et al., 1998).

4. Metodología

En esta sección se presenta la metodología de la investigación. Inicialmente se describe la zona de estudio, las variables utilizadas, la descripción y depuración de la base de datos que contiene la información de los casos de mortalidad por enfermedades cardiovasculares en el departamento del Valle del Cauca, en el período comprendido entre 2010-2018. Seguidamente se presenta la metodología para el análisis estadístico de los datos, incluyendo una parte exploratoria y otra epidemiológica, y finalmente el análisis espacial de la mortalidad cardiovascular.

4.1. Zona de estudio

Esta investigación se realizó para el departamento del Valle del Cauca, el cual está dividido en 42 municipios, 88 corregimientos, numerosos caseríos y sitios poblados, cuenta con una superficie de 22.140 km^2 lo que representa el 1,9 % del territorio nacional (Gobernación del Valle del Cauca, 2018). Este departamento está ubicado en Colombia, Sur América, es una de las regiones más ricas y de mayor desarrollo de la República de Colombia. Está ubicado en el suroccidente del país y tiene costas sobre el Océano Pacifico, en una extensión de 200 km (Alcaldía de Santiago de Cali, 2004).



Figura 4-1.: Departamento del Valle del Cauca, dividido por municipios

4.2. Base de datos

Para el desarrollo de esta investigación se tuvo como principal insumo, los datos de mortalidad provenientes de "Estadísticas Vitales" disponibles en el Departamento Nacional de Estadística (DANE), entidad oficial que reúne la información de los certificados de defunción del país. También se obtuvo la información del último censo del año 2018 por edad, género y municipio y las proyecciones poblacionales.

4.2.1. Variables de estudio

A continuación en la Tabla **4-1**, se hace una breve descripción y clasificación de cada una de las variables que se utilizaron para llevar a cabo la investigación.

Tabla 4-1.: Variables de estudio

Variable	Tipo de variable	Descripción
Año	Cualitativa - Discreta	Año en que ocurrió la defunción. Toma como valores 2010, 2011, ..., 2018.
Municipio de residencia	Cualitativa - Nominal	Municipio en el cual se ubicó la residencia de la persona fallecida. Denotadas según códigos del DANE.
Género	Cualitativa - Nominal	Género de la persona fallecida según sus características fenotípicas (la forma en que se mostró): masculino, femenino.
Edad	Cuantitativa - Continua	Tiempo cronológico de vida cumplido de la persona hasta el momento del fallecimiento. Edad agrupada por quinquenios.
Causa básica	Cualitativa - Nominal	Enfermedad o lesión que desencadenaron acontecimientos patológicos, que condujeron directamente a la muerte. Codificada con los códigos de la Clasificación Internacional de Enfermedades versión 10 CIE-10.
Estado civil	Cualitativa - Nominal	Estado conyugal de la persona fallecida: unión libre, separado o divorciado, viudo, soltero, casado.
Nivel educativo	Cualitativo - Ordinal	Último año de estudios que aprobó la persona fallecida: preescolar, básica primaria, básica secundaria, media académica o clásica, media técnica, normalista, técnica profesional, tecnológica, profesional, especialización, maestría, doctorado, ninguno.
Seguridad social	Cualitativa - Nominal	Régimen de seguridad social de la persona fallecida: contributivo, subsidiado, excepción, especial, no asegurado.
Área de residencia	Cualitativa - Nominal	Área de residencia habitual del fallecido: cabecera municipal, centro poblado (inspección, corregimiento o caserío), rural disperso.
Sitio de defunción	Cualitativa - Nominal	Sitio donde ocurrió la defunción: hospital/clínica, centro/puesto de salud, casa/domicilio, lugar de trabajo, vía pública, otro sitio.

4.2.2. Depuración de la base de datos

Una vez se obtuvo el acceso a las bases de datos y se hiciera la revisión de las variables, se procedió a realizar una depuración con el fin de tener solo la información necesaria y correcta para el análisis, esto se realizó por medio de los siguientes pasos:

Paso 1: Seleccionar únicamente los registros de personas fallecidas en el departamento del Valle del Cauca correspondiente al código 76 según el DANE.

Paso 2: Seleccionar únicamente los registros de personas fallecidas por causa básica de enfermedades cardiovasculares (ECV) según la Clasificación Internacional de Enfermedades Décima Revisión (CIE-10), que van desde el código $I00$ hasta $I99$, como se muestra a continuación:

Tabla 4-2.: Clasificación de las ECV según CIE-10

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

Paso 3: Excluir los registros de personas fallecidas en los cuales no se tiene información de la edad ya que esta variable corresponde al factor mas importante para obtener las tasas ajustadas.

Paso 4: Excluir los registros de personas fallecidas en los cuales no se tiene información del sexo ya que es una variable necesaria para el ajuste de tasas por género.

Paso 5: Excluir los registros de personas fallecidas en los cuales no se tiene información del municipio de residencia, ya que esta variable es necesaria tanto para el ajuste de tasas por municipio como para el análisis espacial.

En el Tabla **4-3** se presenta el proceso de depuración de las bases de datos siguiendo el orden de los pasos mencionados anteriormente, para cada año de estudio.

Tabla 4-3.: Depuración de registros de mortalidad

Año	**Base inicial**	**Paso 1**	**Paso 2**	**Paso 3, 4 y 5**		
	Defunciones en Colombia	Defunciones en el Valle del Cauca	Defunciones por ECV en el Valle del Cauca	Defunciones por ECV en el Valle del Cauca		
				Zona poblada	Zona rural	Poblada + rural
2010	200.524	23.894	6.688	5.886	789	6.675
2011	195.823	23.867	6.587	5.887	695	6.582
2012	199.756	23.946	6.664	5.873	785	6.658
2013	203.071	24.612	6.982	6.207	774	6.981
2014	210.051	24.409	7.236	6.413	822	7.235
2015	219.472	26.449	7.992	7.121	869	7.990
2016	223.078	25.797	8.075	7.234	840	8.074
2017	227.624	25.759	8.242	7.328	912	8.240
2018	236.932	26.707	8.565	7.648	917	8.565
Total	**1.916.331**	**225.440**	**67.031**	**59.597**	**7.403**	**67.000**

Cabe mencionar que esta investigación se realizó para el área poblada de los municipios del departamento del Valle del Cauca, es decir, para las zonas urbanas, ya que la mortalidad en las áreas rurales difiere en comparación con las cabeceras municipales, dadas las diferencias en la calidad de vida que actúan como factores desfavorecedores en estas poblaciones, como la falta de escolaridad, difícil acceso a la información, el desempleo, el bajo nivel socioeconómico y la falta de acceso efectivo a los servicios de salud. Sin embargo, en el análisis epidemiológico se realizó el proceso para ambas poblaciones con el fin de comparar su comportamiento.

4.3. Análisis estadístico exploratorio

Inicialmente se realizó un análisis de las principales causas de muerte dentro del grupo de las enfermedades no transmisibles para los años 2010 y 2018, seguido se realizó el análisis exploratorio de variables sociodemográficas tales como la edad, el género, el estado civil, el nivel educativo, la seguridad social y el sitio de defunción a partir de tablas y gráficas, todo ello con el fin de conocer la representación de cada variable en la población de estudio. También se realizó un análisis según la causa de mortalidad cardiovascular y municipio de residencia para el período 2010 - 2018.

4.4. Análisis estadístico epidemiológico

Para el análisis estadístico epidemiológico se realizó el cálculo de las tasas estandarizadas de mortalidad cardiovascular por el método directo, para analizar su comportamiento por año, género y enfermedad cardiovascular específica, en el área de la cabecera municipal.

4.4.1. Tasas estandarizadas de mortalidad

A continuación, se describe el procedimiento para calcular las tasas estandarizadas de mortalidad cardiovascular por este método para el departamento del Valle del Cauca, tomando como ejemplo el año 2018 y el área de la cabecera municipal:

Paso 1: Se definió la variable edad como un factor de confusión.

Paso 2: Se estableció como población estándar para el departamento del Valle del Cauca, la información del censo poblacional del año 2018.

Paso 3: Se extrajo el número de casos de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca y la proyección poblacional del Valle del Cauca. Ambos, para cada grupo de edad en quinquenio y para cada año.

Paso 4: Se calcularon las tasas específicas de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca para cada grupo de edad, dividiendo el número de defunciones por enfermedad cardiovascular sobre la proyección poblacional del departamento para cada año.

Paso 5: 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.

En la Tabla **4-4** se muestran los resultados del procedimiento desde el paso 1 al 5 de la tasa estandarizada de mortalidad cardiovascular para el Valle del Cauca en el año 2018.

Tabla 4-4.: Tasa de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca en el año 2018

Rango de edad	Población estándar (censo 2018)	Población total en el Valle del Cauca 2018	Número de muertes ECV en el Valle del Cauca	Tasa de mortalidad específica por edad por 100.000 hab.	Número esperado de muertes
0 a 4	182.156	282.234	3	1,06	2
5 a 9	203.502	290.472	2	0.69	1
10 a 14	226.677	301.658	5	1,66	4
15 a 19	253.453	313.186	17	5,43	14
20 a 24	278.851	311.005	11	3,54	10
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
60 a 64	158.432	176.220	533	302,46	479
65 a 69	122.131	135.900	646	475,35	581
70 a 74	91.010	101.178	758	749,17	682
75 a79	67.399	68.257	1.024	1.500,21	1.011
80 y más	88.667	89.608	3.720	4.151,42	3.681
Total	**3.242.187**	**3.809.542**	**7.648**	**200,76**	**7.305**

Paso 6: Finalmente, la tasa ajustada de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca para cada año, se obtuvo dividiendo el total de casos esperados sobre el total de la población estándar.

De esta manera la tasa estandarizada de la mortalidad cardiovascular en la cabecera municipal del Valle del Cauca en el año 2018 es:

$$\begin{aligned}\text{Tasa estandarizada del Valle del Cauca} &= \frac{\text{Total casos esperados de muerte}}{\text{Total población estándar}} * 100.000 \text{ hab.} \\ &= \frac{7.305}{3.242.187} * 100.000 \text{ hab.} = 225,3\end{aligned}$$

El mismo procedimiento se realizó para el cálculo de las tasas estandarizadas de mortalidad cardiovascular para cada municipio, género y enfermedad específica para cada año estudiado, al igual que sus respectivos intervalos de confianza del 95 %, este procedimiento se llevó a cabo en el software `Epidat 4.2`. Posteriormente estas tasas fueron graficadas para todo el período de estudio 2010-2018.

Adicionalmente, se evaluó el porcentaje de cambio de la tasa para cada año de estudio. A continuación, se muestra el ejemplo para el año 2017 y 2018.

$$PC = \frac{(Tasa_{2018} - Tasa_{2017})}{Tasa_{2017}} = \frac{(225,30 - 224,36)}{224,36} * 100 = 0,42\,\%$$

El porcentaje de cambio indica que la tasa estandarizada de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca aumentó 0,42 % entre el año 2017 y 2018.

Este porcentaje de cambio fue calculado para cada año y graficado en un diagrama de barras para cada municipio del Valle del Cauca.

Para evaluar la tendencia de las tasas a lo largo de los 9 años analizados, se calculó el porcentaje de cambio promedio anual de las tasas estandarizadas.

$$PC_{anual} = \frac{\sum_{i=1}^{m-1} Porcentaje\ de\ cambio_i}{m-1} = \frac{0,31}{8} = 0,04\,\%$$

Lo cual indica que en promedio la tasa de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca aumentó mínimamente, durante el período 2010-2018.

4.5. Análisis estadístico espacial

Para el análisis estadístico espacial se utilizó la información correspondiente a mortalidad por enfermedades cardiovasculares en el Valle del Cauca ocurridas únicamente en la

cabecera municipal como se mencionó anteriormente. Inicialmente se calcularon las razones estandarizadas de mortalidad (REM) y se suavizaron por el método empírico de Bayes, ambos procesos fueron mapeados con el fin de observar sus diferencias, seguido se realizó la construcción de la matriz de proximidad espacial y las pruebas de autocorrelación espacial globales: índices I de Moran y C de Geary, y los indicadores de asociación espacial (LISA). Adicionalmente, se realizó un análisis descriptivo para los municipios con riesgos altos de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca.

4.5.1. Razones estandarizadas de mortalidad

A continuación, se describe el proceso para calcular las razones estandarizadas de mortalidad cardiovascular a partir del método de estandarización indirecto para el departamento del Valle del Cauca el área de la cabecera municipal, tomando como ejemplo el año 2018:

Paso 1: Se calculó la tasa específica estándar por edad, a partir de la información del año 2018, la cual fue utilizada como referencia.

Paso 2: Se calcularon los casos esperados de mortalidad para cada grupo de edad, a partir del producto de la tasa específica estándar y la proyección poblacional del Valle del Cauca, el resultado se dividió en 100.000 habitantes.

En la Tabla **4-5** se muestran los resultados del procedimiento del paso 1 y 2, de la razón estandarizada de mortalidad cardiovascular para el Valle del Cauca en el año 2018.

Tabla 4-5.: Razón estandarizada de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca en el año 2018

Rango de edad	Tasa específica estándar por 100.000 hab. Valle del Cauca 2018	Población en el Valle del Cauca 2018	Número de muertes en el Valle del Cauca	Número esperado de muertes
0 a 4 años	1,65	282.234	3	5
5 a 9 años	0,98	290.472	2	3
10 a 14 años	2,21	301.658	5	7
15 a 19 años	6,71	313.186	17	21
20 a 24 años	3,94	311.005	11	12
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
60 a 64 años	336,42	176.220	533	593
65 a 69 años	528,94	135.900	646	719
70 a 74 años	832,88	101.178	758	843
75 a 79 años	1.519,31	68.257	1.024	1.037
80 y más	4.195,47	89.608	3.720	3.759
Total	**235,89**	**3.809.542**	**7.648**	**8.025**

Paso 3: Por último, se calculó la razón estandarizada de mortalidad cardiovascular, a partir de la división entre el total de casos observados sobre el total de casos esperados de mortalidad en el Valle del Cauca multiplicado por 100.

De esta manera, la razón estandarizada de mortalidad cardiovascular del Valle del Cauca para el año 2018 es:

$$REM = \frac{\text{Total de casos observados}}{\text{Total de casos esperados}} * 100 = \frac{7.648}{8.025} * 100 = 95,3\,\%$$

El valor de la REM indica que el riesgo de morir por enfermedades cardiovasculares en el Valle del Cauca en el año 2018 es 4,7 % menor de lo que se esperaría, según los estándares de mortalidad cardiovascular en el departamento.

De la misma manera, se realizó el cálculo de las razones estandarizadas de mortalidad cardiovascular para cada municipio del departamento del Valle del Cauca, género y enfermedad específica para cada año estudiado. Este proceso se llevó a cabo en el software `Epidat 4.2`.

4.5.2. Suavización de las REM

Con el fin de reducir la variabilidad que se puede presentar en las razones estandarizadas de mortalidad, generada por los diferentes tamaños poblacionales que presentan los municipios en el departamento, se realizó la suavización de las razones por el método empírico de Bayes local. Antes de este proceso, se identificaron los vecinos cercanos de cada municipio, teniendo en cuenta que son vecinos si comparten un límite en común, como se muestra en la Figura **4-2** (En la Tabla **A-1** se muestra de forma más clara el vecindario para cada municipio).

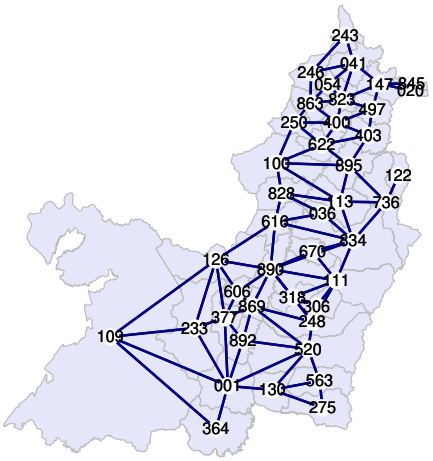

Figura 4-2.: Conectividad de vecinos cercanos

Cabe recalcar, que el vecindario para cada municipio está conformado por sus vecinos y el mismo municipio, es decir, el vecindario para Cali lo conforman 8 municipios: (001) Cali, (109) Buenaventura, (130) Candelaria, (233) Dagua, (364) Jamundí, (377) La Cumbre, (520) Palmira y (892) Yumbo.

Tomando como ejemplo la mortalidad por enfermedades cardiovasculares ocurridas en el municipio de Cali (código DANE 001) en el año 2018, se presenta a continuación la estimación de los parámetros de suavización:

Inicialmente se calculó la estimación para la media del vecindario siguiendo la ecuación 3-21:

$$\tilde{m}_{(001)} = \frac{\sum_{j=1}^{n_{(001)}} Z_j}{\sum_{j=1}^{n_{(001)}} E_j} = \frac{Z_{001} + Z_{109} + Z_{130} + Z_{233} + Z_{364} + Z_{377} + Z_{520} + Z_{892}}{E_{001} + E_{109} + E_{130} + E_{233} + E_{364} + E_{377} + E_{520} + E_{892}}$$
$$= \frac{5.633}{6.058,0644} = 0,9298$$

Para el cálculo de la varianza del vecindario es necesario encontrar la varianza ponderada (siguiendo la ecuación 3-23) y la media de los casos esperados donde $N_{(001)}$ es el número total de municipios que conformar el vecindario:

$$s^2_{(001)} = \frac{\sum_{j=1}^{n_{(001)}} E_j(\hat{\rho}_j - \tilde{m}_{(001)})^2}{\sum_{j=1}^{n_{(001)}} E_j} = \frac{E_{001}(\hat{\rho}_{001} - \tilde{m}_{(001)})^2 + ... + E_{892}(\hat{\rho}_{892} - \tilde{m}_{(001)})^2}{E_{001} + ... + E_{892}}$$
$$= \frac{62,5465}{6.058,0644} = 0,0103$$

$$\bar{E}_{(001)} = \frac{\sum_{j=1}^{n_{(001)}} E_j}{N_{(001)}} = \frac{E_{001} + E_{109} + E_{130} + E_{233} + E_{364} + E_{377} + E_{520} + E_{892}}{8}$$
$$= \frac{6.058,0644}{8} = 757,2581$$

Así, la varianza del vecindario siguiendo la ecuación 3-22 es:

$$\tilde{v}_{(001)} = s^2_{(001)} - \frac{\tilde{m}_{(001)}}{\bar{E}_{(001)}} = 0,0103 - \frac{0,9298}{757,2581} = 0,0091$$

El factor de contracción se calculó siguiendo la ecuación 3-24:

$$\tilde{C}_{(001)} = \frac{\tilde{v}_{(001)}}{\tilde{v}_{(001)} + \frac{\tilde{m}_{(001)}}{E_{001}}} = \frac{0,0091}{0,0091 + \frac{0,9298}{4.705,4598}} = 0,9787$$

Finalmente, la razón estandarizada de mortalidad cardiovascular suavizada por el estimador de Bayes local (siguiendo la ecuación 3-20) para el municipio de Cali en el año 2018 es:

$$\tilde{\rho}_{(001)} = \tilde{m}_{(001)} + \tilde{C}_{(001)}(\rho_{001} - \tilde{m}_{(001)}) = 0,9298 + 0,9787(0,9019 - 0.9298) = 0,9025$$

Multiplicando por 100 el riesgo de mortalidad suavizado seria $\tilde{\rho}_{(001)} = 90,25\,\%$.

El mismo proceso se realizó para cada uno de los municipios del departamento, a continuación en la Tabla **4-6**, se muestran un fragmento para el año 2018.

Tabla 4-6.: Suavización de las REM cardiovascular por el método empírico de Bayes local, en el Valle del Cauca en el año 2018

Municipio$_i$	$REM_{(i)}$	$\tilde{m}_{(i)}$	$s^2_{(i)}$	$\bar{E}_{(i)}$	$\tilde{v}_{(i)}$	$C_{(i)}$	$\tilde{p}_{(i)}$	$\tilde{p}_{(i)} * 100$
Cali	90,1931	0,9298	0,0103	757,2581	0,0091	0,9787	0,9025	90,2524
Alcalá	209,2296	1,0142	0,0730	115,0328	0,0642	0,5595	1,6174	161,7351
Andalucía	107,5329	1,0125	0,0239	97,9736	0,0135	0,3484	1,0344	103,4401
Ansermanuevo	120,0480	0,9614	0,0330	63,9722	0,0179	0,2798	1,0283	102,8269
Argelia	202,1828	1,0053	0,1682	14,3236	0,0980	0,4198	1,4320	143,2022
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
Versalles	87,0070	1,2970	0,1978	19,6612	0,1318	0,5623	1,0569	105,6919
Vijes	75,8218	0,9364	0,0023	131,8128	-0,0048	-0,0972	0,9537	95,3708
Yotoco	73,4962	0,9559	0,0080	85,6743	-0,0031	-0,0661	0,9706	97,0555
Yumbo	91,4750	0,9074	0,0003	1103,1856	-0,0005	-0,0927	0,9067	90,6688
Zarzal	123,7477	1,0903	0,0399	48,7615	0,0176	0,5068	1,1649	116,4916

4.5.3. Matriz de proximidad espacial

Los pesos de la matriz de proximidad espacial se obtuvieron a partir de la estructura de distancia inversa $d_{ij}^{-\gamma}$ con $\gamma = 1$, y dichas distancias se calcularon a partir de la distancia euclidiana entre las coordenadas de los centroides de pares de municipios vecinos. Las coordenadas de los centroides para cada uno de los municipios se obtuvieron a partir del software estadístico `R-studio`.

De esta manera, se calcularon los pesos de los municipios y sus vecinos más cercanos, y se obtuvo la siguiente matriz de proximidad espacial W. Cabe mencionar que el orden de la matriz se da por la inicial del nombre del municipio (alfabéticamente), a excepción del municipio de Cali que encabeza el orden, es decir, que tanto para filas como para columnas el orden es: Cali, Alcalá, Andalucía, Ansermanuevo, ..., Vijes, Yotoco, Yumbo y Zarzal.

$$W = \begin{bmatrix}
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 & 0 & 4,81970 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 6,90952 & 0 & \cdots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 6,90952 & 0 & 0 & \cdots & 8,94858 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 & 0 & 0 & 3,18099 \\
\vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 8,94858 & \cdots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 & 5,57919 & 6,52939 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 5,57919 & 0 & 0 & 0 \\
4,81970 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 6,52939 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 3,18099 & \cdots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0
\end{bmatrix}$$

4.5.4. Autocorrelación espacial

Las pruebas de aurocorrelación espacial globales y locales se calcularon a partir de las razones estandarizadas de mortalidad cardiovascular suavizadas y la matriz de proximidad espacial W para los municipios del departamento del Valle del Cauca. A continuación, se presenta este procedimiento, tomando como ejemplo el año 2018.

4.5.4.1. Autocorrelación espacial global

Índice I de Moran

Para hallar el I de Moran primero se calcularon las similitudes entre cada par de áreas vecinas siguiendo la ecuación 3-28. Este proceso se muestra a continuación tomando como ejemplo el municipio de (001) Cali con uno de unos de sus vecinos cercanos como lo es (109) Buenaventura:

$$\begin{aligned} sim_{(001,109)} =& (REM_{001} - \overline{REM})(REM_{109} - \overline{REM}) \\ =& (90,25243 - 105,1812)(127,31198 - 105,1812) = -330,3854 \end{aligned}$$

De la misma manera se calcularon todas las similitudes para cada par de vecinos cercanos. Finalmente para hallar el I de Moran se sigue la ecuación 3-27:

$$\begin{aligned} I =& \frac{42}{\sum_{i=1}^{42}(REM_i - \overline{REM})^2} \frac{\sum_{i=1}^{42}\sum_{j=1}^{42} w_{ij} sim_{ij}}{\sum_{i=1}^{42}\sum_{j=1}^{42} w_{ij}} \\ =& \frac{42}{12465,94504} \frac{44648,16998}{1176,52245} = 0,1293 \end{aligned}$$

El valor del I de Moran obtenido para el año 2018 no es muy potente por lo que nos indica que no existe una autocorrelacion espacial de los riesgos cardiovasculares para el departamento del Valle del Cauca, este proceso fue calculado también en el software estadístico `R-studio` donde además el estadístico fue comparado con la distribución de referencia construida con el método de Monte Carlo a partir de 999 simulaciones con un nivel de significancia de $0,05$, donde para este año se obtuvo un valor-p de $0,083$, es decir

que no existe suficiente evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación espacial. Este mismo procedimiento se realizo para cada uno de los años estudiados.

Índice C de Geary

Para el índice C de Geary la similitud se calcula siguiendo la ecuación 3-30. Este proceso se muestra a continuación tomando como ejemplo el municipio de (001) Cali con uno de unos de sus vecinos cercanos como lo es (109) Buenaventura:

$$\begin{aligned} sim_{(001,109)} =& (REM_{001} - REM_{109})^2 \\ =& (90,25243 - 127,31198)^2 = 1373,4109 \end{aligned}$$

De la misma manera se calcularon todas las similitudes para cada par de vecinos cercanos. Y para el cálculo del índice C de Geary se sigue la ecuación 3-29. Continuando con el ejemplo de las razones estandarizadas de mortalidad por enfermedades cardiovasculares suavizadas en el año 2018, tenemos:

$$\begin{aligned} C =& \frac{42-1}{\sum_{i=1}^{42}(REM_i - \overline{REM})^2} \frac{\sum_{i=1}^{42}\sum_{j=1}^{42} w_{ij} sim_{ij}}{2\sum_{i=1}^{42}\sum_{j=1}^{42} w_{ij}} \\ =& \frac{41}{12465,94504} \frac{771527,1093}{(2)1176,52245} = 1,0762 \end{aligned}$$

El valor del índice C de Geary obtenido para el año 2018 indica que no existe autocorrelación espacial de los riesgos cardiovasculares en el departamento del Valle del Cauca. Este estadístico al igual que el de Moran fue comparado con la distribución de referencia construida por el método de Monte Carlo a partir de 999 simulaciones con un nivel de significancia de $0,05$, el valor-p obtenido para este caso fue de $0,675$, es decir que no hay suficiente evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación espacial.

Índice Empírico de Bayes (IEB)

Para el IEB se calculan primero las estimaciones para la media y varianza a partir del método de los momentos siguiendo las ecuaciones 3-14, 3-15 y 3-16. Este proceso se muestra a continuación tomando como ejemplo el año 2018:

$$\tilde{m}_\theta = \frac{\sum_{i=1}^{42} Z_i}{\sum_{i=1}^{42} p_i} = \frac{7648}{8025,4342} = 0,95297$$

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^{42} p_i(REM_i - \tilde{m}_\theta)^2}{\sum_{i=1}^{42} p_i} = \frac{70666128,2}{8025,4342} = 8805,2717$$

$$\tilde{v}_\theta = s^2 - \frac{\tilde{m}_\theta}{\bar{p}} = 8805,2717 - \frac{0,95297}{191,0818} = 8805,2667$$

donde $\bar{p} = \sum_{i=1}^{42} p_i/42 = 191,0818$

Luego se calcula la varianza de las REM y su respectiva estandarización para cada municipio. A continuación se muestra el ejemplo para el municipio de (001) Cali:

$$var(REM_{001}) = \tilde{v}_\theta + \frac{\tilde{m}_\theta}{p_{001}} = 8805,2667 * \frac{0,95297}{4705,4598} = 8805,2667$$

así, la estandarización para la REM del municipio de Cali seria de la forma:

$$X_{001} = \frac{REM_{001} - \tilde{m}_\theta}{\sqrt{var(REM_{001})}} = \frac{90,252426 - 0,95297}{8805,2667} = 0,9517$$

De igual forma se estandarizaron los demás municipios del departamento del Valle del Cauca. Para el calculo de la similitud de este índice se muestra el ejemplo para el municipio de (001) Cali con uno de sus vecinos cercanos como lo es (109) Buenaventura:

$$sim_{(001,109)} = X_{001}X_{109} = 1,2814$$

De la misma manera se calcularon todas las similitudes para cada par de vecinos cercanos. Finalmente para hallar el IEB se sigue la ecuación 3-32. Continuando con el ejemplo de las razones estandarizadas de mortalidad por enfermedades cardiovasculares suavizadas en el año 2018, tenemos:

$$\begin{aligned} IEB =& \frac{n}{\sum_{i=1}^{42}\sum_{j=1}^{42} w_{ij}} \quad \frac{\sum_{i=1}^{42}\sum_{j=1}^{42} w_{ij}X_iX_j}{\sum_{i=1}^{42}(X_i - \bar{X})^2} \\ =& \frac{42}{1176,52245} \quad \frac{1477,35367}{42} = 1,25569 \end{aligned}$$

El valor del IEB obtenido para el año 2018 indica que no existe autocorrelación espacial de los riesgos cardiovasculares en el departamento del Valle del Cauca. Este estadístico fue comparado con la distribución de referencia construida por el método de Monte Carlo a partir de 999 simulaciones con un nivel de significancia de $0,05$, el valor-p obtenido para este caso fue de $0,694$, es decir que no hay suficiente evidencia estadística para rechazar la

hipótesis nula de ausencia de autocorrelación espacial. Este mismo procedimiento se realizó para cada uno de los años estudiados.

4.5.4.2. Autocorrelación espacial local

Para el cálculo de los índices locales se tiene en cuenta los vecinos cercanos de cada municipio (Tabla **A-1**) y así poder obtener el valor del índice para uno de ellos. A continuación se presenta este procedimiento tomando como ejemplo el municipio de (001) Cali para el año 2018.

Índice I de Moran local (I_i)

El índice I_i de Moran local se cálculo siguiendo la ecuación 3-35. A continuación se muestra el ejemplo para el municipio (001) Cali en el año 2018:

$$\begin{aligned} I_{001} =& \frac{42\ (REM_{001} - \overline{REM}) \sum_{j=1}^{42} w_{ij}(REM_j - \overline{REM})}{\sum_{i=1}^{42}(REM_i - \overline{REM})^2} \\ =& \frac{42\ (90,2524 - 105,1812)(-303,0828)}{(12465,9450)} = 15,2444 \end{aligned}$$

El valor-p de este índice local para el municipio de Cali en el año 2018 fue $0,029$ por lo que hay suficiente evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación espacial en el vecindario del municipio de Cali, es decir, que este municipio hace parte de un clúster que es estadísticamente significativo con respecto a los riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular, además esta caracterizado por presentar riesgos bajos de mortalidad cardiovascular.

El mismo procedimiento se realizó para cada uno de los municipios del departamento del Valle del Cauca y para cada uno de los años estudiados.

Índice C de Geary local (C_i)

Para el cálculo de índice C de Geary local se sigue la ecuación 3-36. A continuación se muestra el ejemplo para el municipio (001) Cali en el año 2018:

$$\begin{aligned} C_{001} =& \frac{42\ \sum_{i=1}^{42} w_{ij}(REM_{001} - REM_j)^2}{\sum_{i=1}^{42}(REM_i - \overline{REM})^2} \\ =& \frac{(42)\ 2718,6326}{12465,9450} = 9,1596 \end{aligned}$$

El valor-p de este índice local para el municipio de Cali en el año 2018 fue $0,185$, por lo

que no hay suficiente evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación espacial en el vecindario del municipio de Cali, caso contrario a lo que demostró el índice de Moran local.

El mismo procedimiento se realizó para cada uno de los municipios del departamento del Valle del Cauca y para cada uno de los años estudiados.

5. Resultados

En esta sección se presentan los resultados obtenidos en la investigación a partir de la metodología descrita anteriormente. Inicialmente se mostrará el análisis exploratorio de las variables más significativas en el estudio, luego se mostrará el análisis epidemiológico de la mortalidad cardiovascular por género, causa específica y municipio, finalmente se mostrarán el análisis espacial de la mortalidad cardiovascular indicando el tipo distribución espacial de las tasas en el período de estudio 2010-2018 para el departamento del Valle del Cauca.

5.1. Análisis exploratorio

En el año 2010 se presentaron 23.894 casos de mortalidad de residentes en el departamento del Valle del Cauca, de las cuales el 71,16 % (17.004) fueron a causa de enfermedades no transmisibles (ENT) y 28,84 % (6.890) por otras causas. Dentro del grupo de defunciones por enfermedades no transmisibles la primera causa básica de muerte la constituyen las enfermedades cardiovasculares con 39,33 % (6.688) como se puedo observar en la Figura **5-1**, seguidamente se encuentran los tumores con 24,23 % (4.120), enfermedades del sistema respiratorio con 13,06 % (2.220), enfermedades del sistema endocrino con 7,02 % (1.194), enfermedades del sistema digestivo con 6,67 % (1.134), enfermedades del sistema genitourinario con 3,96 % (673) y otras causas del grupo de enfermedades no transmisibles con 5,73 % (975).

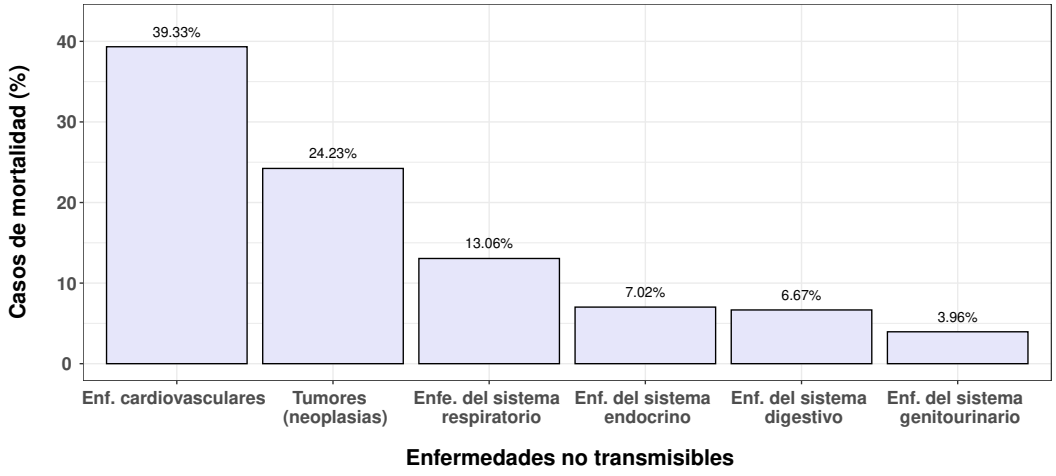

Figura 5-1.: Causas de mortalidad en el Valle del Cauca, para el año 2010

En el año 2018 se presentaron 26.707 casos de mortalidad en el Valle del Cauca, de las cuales el 76,86 % (20.528) fueron a causa de enfermedades no transmisibles (ENT) y el 23,14 % (6.180) por otras causas. Dentro de las enfermedades no transmisibles, la principal causa de muerte fueron las enfermedades cardiovasculares con 41,72 % (8.565), seguido de tumores con 29,72 % (5.074), enfermedades del sistema respiratorio con 12,95 % (2.658), enfermedades del sistema digestivo con 6,47 % (1.328), enfermedades del sistema endocrino con 6,07 % (1.246), enfermedades del sistema genitourinario con 3,11 % (830) y otras causas del grupo de las enfermedades no transmisibles con 4,03 % (827), como se puede observar en la Figura **5-2**.

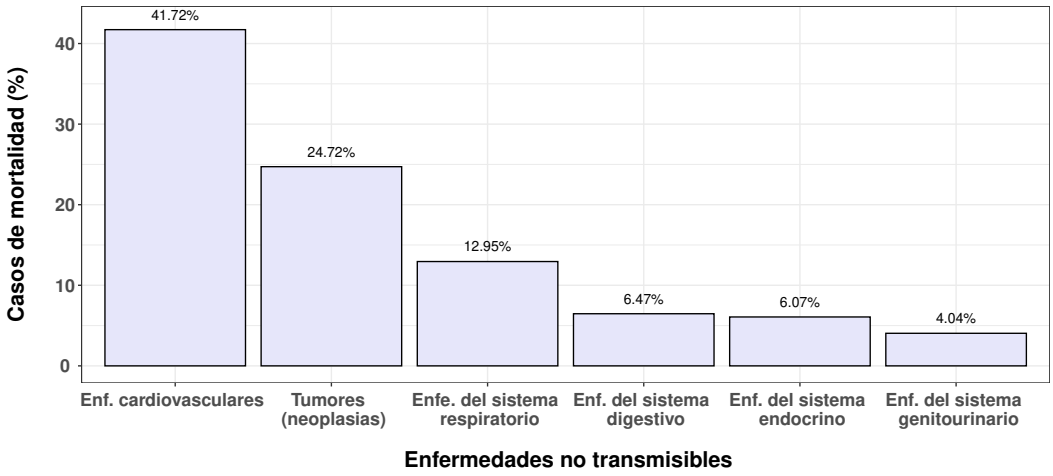

Figura 5-2.: Causas de mortalidad en el Valle del Cauca, para el año 2018

Desde el año 2010 al 2018 las enfermedades no transmisibles (ENT) aumentaron en un 5,7 % la mortalidad respecto al total de defunciones ocurridas en el departamento del Valle del Cauca. Así mismo, las enfermedades cardiovasculares aumentaron la mortalidad en un 2,4 % dentro del grupo de las ENT.

Los casos de mortalidad cardiovascular de residentes en el área de la cabecera municipal representa el 88,95 % (59.597) del total de las muertes en el departamento del Valle del Cauca como se puede observar en la Tabla **5-1**. Cabe resaltar que la brecha en cuanto al acceso a la salud entre las ciudades y las zonas rurales es muy grande, y sin embargo el acceso a los servicios de salud no es el único condicionante, sino que también otras condiciones del entorno social y ambiental en el que se habitan.

Tabla 5-1.: Casos de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca por área de residencia, período 2010-2018

Año	Casos de mortalidad cardiovascular en la cabecera municipal	Casos de mortalidad cardiovascular en área rural	Casos de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca
2010	88,18 % (5.886)	11,82 % (789)	6.675
2011	89,44 % (5.887)	10,56 % (695)	6.582
2012	88,21 % (5.873)	11,79 % (785)	6.658
2013	88,91 % (6.207)	11,09 % (774)	6.981
2014	88,64 % (6.413)	11,36 % (822)	7.235
2015	89,12 % (7.121)	10,88 % (869)	7.990
2016	89,60 % (7.234)	10,40 % (840)	8.074
2017	88,93 % (7.328)	11,07 % (912)	8.240
2018	89,29 % (7.648)	10,71 % (917)	8.565
Total	**88,95 % (59.597)**	**11,05 % (7.403)**	**67.000**

Como se puede evidenciar en la Tabla **5-2**, entre los años 2010 y 2018 se registraron 59.597 muertes en el Valle del Cauca por alguna causa cardiovascular, estas muertes incluyen solo personas que residían en el área de la cabecera municipal del departamento, donde el 50,45 % (30.065) de los casos registrados corresponde a hombres y el 49,55 % (29.532) corresponde a mujeres. El comportamiento de las defunciones por género es muy similar para todos los años en estudio, sin embargo, en el año 2013 y 2015 se presenta mayor porcentaje de mortalidad en mujeres que en hombres con una diferencia muy mínima, además, en promedio se presenta una diferencia entre hombres y mujeres de 99 casos de mortalidad cada año.

Tabla 5-2.: Casos de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca por género, período 2010-2018

Año	Casos de mortalidad cardiovascular en Hombres	Casos de mortalidad cardiovascular en Mujeres	Casos de mortalidad cardiovascular Total
2010	51,26 % (3.017)	48,74 % (2.869)	5.886
2011	50,76 % (2.988)	49,24 % (2.899)	5.887
2012	50,84 % (2.986)	46,15 % (2.887)	5.873
2013	49,71 % (3.086)	50,28 % (3.121)	6.207
2014	50,83 % (3.260)	49,17 % (3.153)	6.413
2015	49,00 % (3.489)	51,00 % (3.632)	7.121
2016	51,10 % (3.697)	48,89 % (3.537)	7.234
2017	50,30 % (3.686)	49,70 % (3.692)	7.328
2018	50,42 % (3.856)	49,58 % (3.762)	7.648
Total	**50,45 % (30.065)**	**49,55 % (29.532)**	**59.597**

En la Figura **5-3** se presenta la distribución de la variable edad por grupos quinquenales para cada uno de los años del período 2010-2018, evidenciando un comportamiento asimétrico a la izquierda, lo cual indica que los casos de mortalidad cardiovascular aumentan

considerablemente a medida que se incrementa la edad; el 50 % de la defunciones por esta causa se presentan en personas mayores a los 75 años. Cabe resaltar que los casos de mortalidad cardiovascular alcanzan el máximo entre los 80 y 84 años. Como bien se ha mencionado anteriormente las enfermedades cardiovasculares son la principal causa de muerte dentro de las ENT, sin embrago, para todos los grupos de edad no lo son, para personas mas jóvenes son otras las principales causas de muerte, en los niños de 0 a 4 años la principal causa son las enfermedades respiratorias y en personas desde los 5 hasta los 59 años la principal causa son los tumores, es así, como las enfermedades cardiovasculares son solo la primera causa de muerte a partir de los 60 años de edad (véase en la Tabla **C-1**).

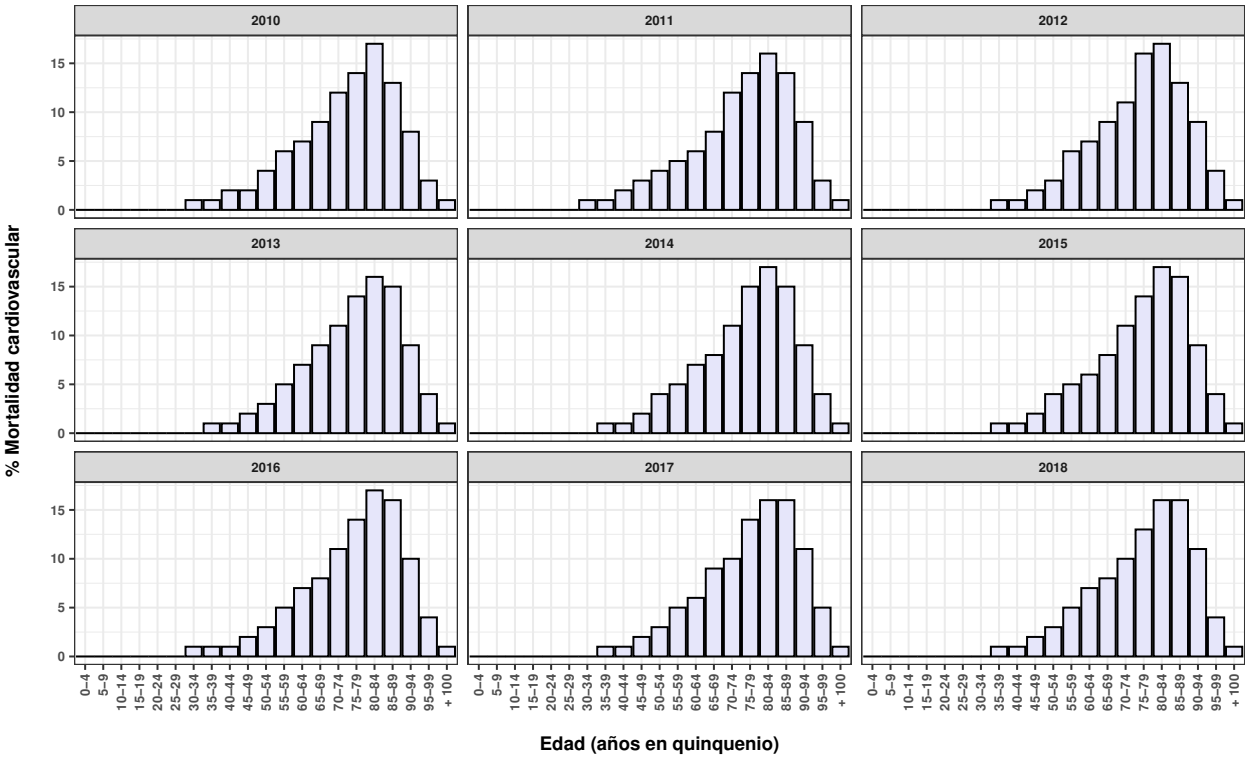

Figura 5-3.: Distribución de la edad de los casos de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca, período 2010-2018

En la Figura **5-4**, se presenta la distribución de la mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca por edad en grupos quinquenales segregada por género, para todo el período de estudio, las distribuciones en hombres y mujeres igual que en la Figura **5-3** son asimétricas a la izquierda. En términos generales en la Tabla **5-2** no se detectó diferencias en la mortalidad según el género, sin embargo al tener en cuenta la edad si, la defunciones por enfermedades cardiovasculares en personas mayores (a partir de los 75 años) aumenta en mayor frecuencia en mujeres; donde a partir de esta edad, este género abarca el 60 % de casos y en los hombres el 45 %. La mayor frecuencia de mortalidad en hombres, se dio en el rango de edad entre los

75 y 79 años y para la mujeres se da entre los 80 y 84 años.

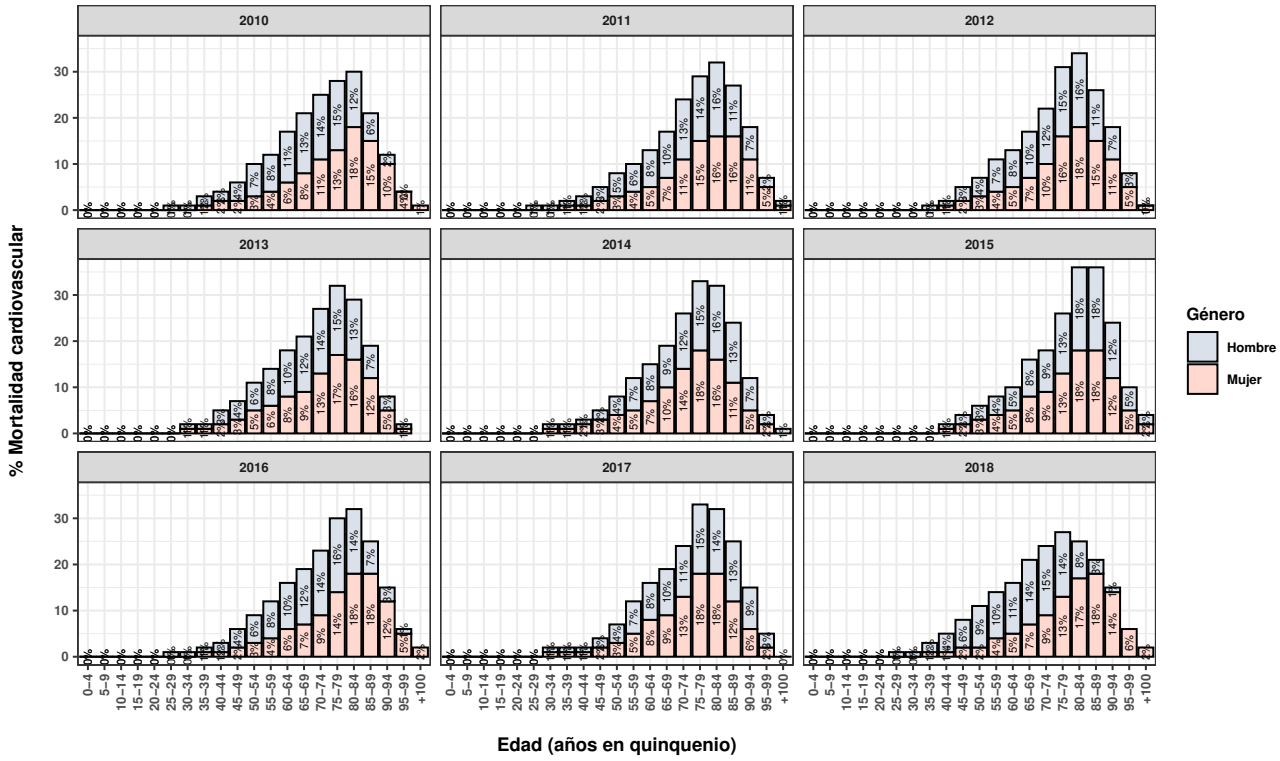

Figura 5-4.: Distribución de la edad por género de los casos de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca, período 2010-2018

El estado civil de las personas fallecidas en el Valle del Cauca por enfermedades cardiovasculares para el período 2010-2018, se muestra en la Tabla **5-3**, donde la mayoría de los casos se dieron en personas viudas con más del 33 %, seguido de las personas casadas con más del 24 %. Por otra parte, el menor porcentaje de casos de mortalidad se presentó en personas separadas o divorciadas con menos del 5 %.

Tabla 5-3.: Estado civil de los casos de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca, período 2010-2018

	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Viudo	33,2 % (1.973)	34,6 % (2.013)	34,5 % (2.044)	36,5 % (2.206)	35,4 % (2.199)	37,8 % (2.611)	34,2 % (2.430)	35,2 % (2.549)	35,4 % (2.684)
Casado	28,8 % (1.708)	28,4 % (1.652)	27,8 % (1.646)	26,0 % (1.572)	26,3 % (1.629)	24,4 % (1.686)	27,2 % (1.929)	25,8 % (1.869)	25,0 % (1.897)
Soltero	18,6 % (1.102)	17,6 % (1.024)	18,4 % (1.094)	18,3 % (1.109)	18,4 % (1.140)	18,5 % (1.277)	19,2 % (1.364)	19,5 % (1.411)	19,1 % (1.449)
Unión libre	13,4 % (798)	14,0 % (816)	13,8 % (816)	14,0 % (849)	13,8 % (855)	14,0 % (967)	13,9 % (992)	14,1 % (1.025)	15,2 % (1.155)
Separado	5,9 % (350)	5,4 % (313)	5,5 % (328)	5,1 % (308)	6,1 % (381)	5,4 % (372)	5,5 % (388)	5,4 % (395)	5,2 % (398)

En la Tabla **5-4** se muestra el último nivel educativo aprobado por la persona fallecida a causa de enfermedades cardiovasculares en el Valle del Cauca, para el período 2010-2018. Los resultados muestran que en la mayoría de los casos de mortalidad, estos se presentaron

en personas con un nivel máximo básico primaria con más del 58 %, seguido de ningún tipo de estudio y básico secundaria con más del 14 % y 10 %, respectivamente. Por otra parte, los niveles educativos con menos casos de mortalidad son los niveles superiores como maestría y doctorado.

Tabla 5-4.: Nivel educativo de los casos de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca, período 2010-2018

	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Básica primaria	63,2 % (3.351)	61,9 % (3.259)	62,7 % (3.400)	62,3 % (3.451)	61,8 % (3.542)	61,4 % (3.957)	59,4 % (3.917)	58,5 % (3.910)	59,0 % (4.153)
Ninguno	15,4 % (816)	16,8 % (884)	15,4 % (833)	15,2 % (842)	15,3 % (878)	14,6 % (938)	15,4 % (1.017)	15,6 % (1045)	14,1 % (996)
Básica secundaria	10,3 % (548)	10,6 % (558)	11,0 % (599)	10,3 % (570)	11,1 % (636)	11,8 % (762)	12,3 % (812)	11,8 % (790)	10,9 % (768)
Media académica	5,0 % (263)	4,0 % (211)	3,8 % (204)	4,3 % (237)	4,3 % (247)	4,1 % (266)	4,6 % (303)	5,6 % (377)	6,2 % (437)
Profesional	2,6 % (136)	2,7 % (140)	2,9 % (158)	3,1 % (170)	2,9 % (166)	3,1 % (197)	3,2 % (210)	3,0 % (202)	3,6 % (254)
Preescolar	0,9 % (51)	1,4 % (76)	1,5 % (80)	2,2 % (121)	1,8 % (106)	2,5 % (163)	2,4 % (156)	2,3 % (152)	2,7 % (192)
Técnica profesional	0,7 % (40)	0,9 % (46)	0,8 % (42)	0,8 % (43)	1,0 % (55)	0,7 % (45)	0,8 % (51)	1,1 % (71)	1,1 % (79)
Media técnica	0,5 % (25)	0,5 % (29)	0,5 % (26)	0,6 % (32)	0,8 % (45)	0,6 % (40)	0,6 % (42)	0,7 % (45)	0,8 % (57)
Tecnología	0,4 % (22)	0,5 % (25)	0,6 % (32)	0,5 % (29)	0,5 % (27)	0,5 % (34)	0,6 % (38)	0,6 % (41)	0,7 % (49)
Normalista	0,4 % (22)	0,3 % (16)	0,5 % (26)	0,5 % (26)	0,3 % (16)	0,3 % (17)	0,3 % (20)	0,3 % (20)	0,4 % (27)
Especialización	0,4 % (19)	0,2 % (13)	0,3 % (14)	0,3 % (17)	0,2 % (9)	0,3 % (17)	0,3 % (17)	0,4 % (28)	0,2 % (16)
Doctorado	0,1 % (5)	0,0 % (1)	0,0 % (1)	0,0 % (3)	0,0 % (1)	0,0 % (2)	0,0 % (3)	0,0 % (1)	0,0 % (2)
Maestría	0,1 % (3)	0,0 % (2)	0,1 % (6)	0,0 % (2)	0,09 % (5)	0,1 % (4)	0,1 % (4)	0,1 % (6)	0,1 % (10)

En la Tabla **5-5** se presenta el régimen de seguridad social de las personas fallecidos por causas cardiovasculares en el Valle de Cauca, en el período 2010-2018, donde la mayor cantidad de casos se presentó en personas con régimen contributivo y subsidiado, ambos se comportan de forma muy similar con más del 40 % a lo largo del período de estudio.

Tabla 5-5.: Seguridad social de los casos de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca, período 2010-2018

	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Contributivo	43,3 % (2.634)	44,2 % (2.897)	45,1 % (2.996)	43,4 % (3.023)	43,9 % (3.149)	45,7 % (3.646)	46,9 % (3.783)	44,6 % (3.608)	45,4 % (3.876)
Subsidiado	41,1 % (2.711)	41,6 % (2.725)	43,9 % (2.915)	46,0 % (3.206)	47,2 % (3.386)	46,5 % (3.707)	46,1 % (3.717)	48,7 % (3.938)	48,3 % (4.123)
No.asegurado	13,3 % (880)	12,2 % (797)	9,0 % (599)	8,5 % (590)	6,6 % (476)	5,3 % (425)	4,3 % (347)	3,8 % (311)	3,5 % (300)
Excepción	1,8 % (119)	1,34 % (88)	1,7 % (116)	2,0 % (137)	2,0 % (145)	2,1 % (171)	2,3 % (185)	2,5 % (205)	2,5 % (210)
Especial	0,4 % (27)	0,7 % (45)	0,2 % (15)	0,2 % (11)	0,2 % (16)	0,2 % (20)	0,4 % (35)	0,2 % (17)	0,3 % (27)

El sitio donde ocurrió la defunción a causa de enfermedades cardiovasculares en el Valle del Cauca, durante el período 2010-2018, se muestra en la Tabla **5-6**, donde más del 55 % de las defunciones ocurrieron en hospitales o clínicas, seguido de casa o domicilio con más del 30 %, el resto de lugares como vía pública, puestos de salud, lugar de trabajo u otros presentaron menos del 2 % de personas fallecidas.

Tabla 5-6.: Sitio de defunción de los casos de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca, período 2010-2018

	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Hospital/Clínica	56,5 % (3.758)	61,2 % (4.017)	63,0 % (4.174)	63,9 % (4.451)	63,9 % (4.604)	61,8 % (4.919)	63,8 % (5.141)	64,8 % (5.333)	65,4 % (5.595)
Casa/Domicilio	39,8 % (2.646)	35,8 % (2.348)	34,3 % (2.270)	33,6 % (2.338)	33,8 % (2.436)	35,9 % (2.860)	33,7 % (2.718)	32,5 % (2.677)	32,0 % (2.741)
Otro	1,9 % (128)	1,4 % (90)	1,2 % (79)	0,9 % (66)	1,1 % (81)	0,9 % (73)	1,1 % (92)	0,9 % (77)	1,0 % (84)
Vía pública	1,2 % (80)	1,2 % (79)	1,1 % (74)	1,0 % (70)	0,9 % (65)	1,0 % (78)	0,8 % (64)	0,9 % (74)	0,8 % (71)
Centro/Puesto de salud	0,3 % (17)	0,2 % (11)	0,1 % (9)	0,3 % (20)	0,17 % (12)	0,2 % (18)	0,3 % (22)	0,56 % (46)	0,5 % (43)
Lugar de trabajo	0,3 % (20)	0,2 % (15)	0,2 % (15)	0,2 % (12)	0,14 % (10)	0,1 % (11)	0,2 % (17)	0,2 % (17)	0,3 % (23)

En la Figura **5-5** se puede observan los casos de mortalidad para cada grupo de enfermedad cardiovascular, donde las enfermedades isquémicas del corazón son las de mayor porcentaje de casos de mortalidad, seguido por las enfermedades cerebrovasculares y enfermedades hipertensivas. En el caso de las enfermedades isquémicas del corazón se presenta un comportamiento creciente en el porcentaje de casos de mortalidad conforme van aumentando los años, caso contrario se presenta con las enfermedades cerebrovasculares las cuales van disminuyendo. Por otro lado, las enfermedades cardiovasculares con menos casos de mortalidad fueron las cardiacas reumáticas crónicas, aterosclerosis y paro cardiaco, donde esta última no presento ningún caso de mortalidad a partir del año 2014.

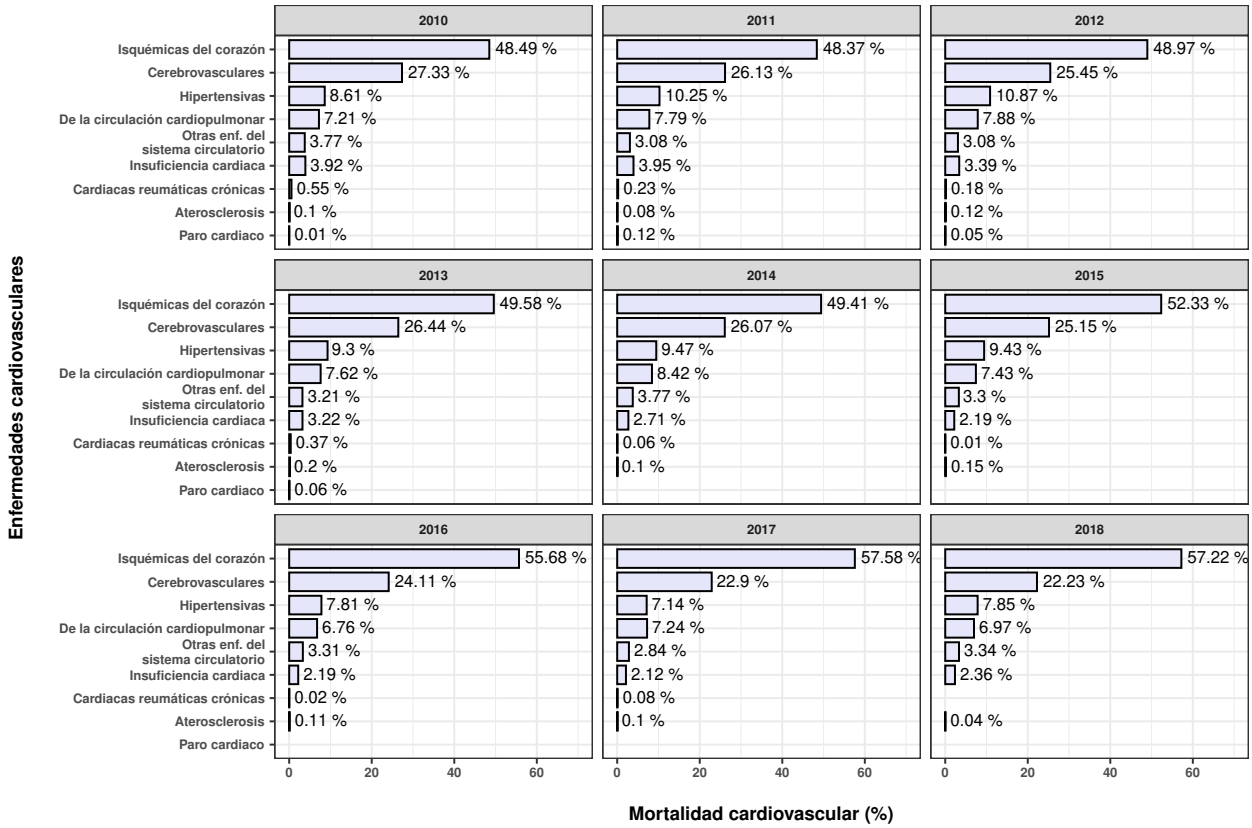

Figura 5-5.: Casos de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca por enfermedad, período 2010-2018

Como se puede observar en la Figura **5-6**, de los 42 municipios que conforman el departamento del Valle del Cauca, 28 de ellos presentaron menos del 1 % de casos de mortalidad cardiovascular, en el período 2010-2018, de los 14 municipios restantes, a excepción de Cali, sobresalen Palmira, Tuluá, Buenaventura, Cartago, Buga y Jamundí entre 8,06 % y 2,55 % de los casos defunción del total general; por otra parte, el municipio de Cali representa la mitad de los casos de mortalidad cardiovascular en el departamento. Cabe mencionar que los porcentajes más altos de casos de mortalidad cardiovascular en el

departamento del Valle del Cauca son proporcionales al tamaño de su población, es decir, Cali representa el 49 % de la población del Valle del Cauca, seguido de Palmira, Buenaventura, Tuluá y Jamundí con una representación del 7,9 %, 6,8 %, 4,9 % y 3,4 % respectivamente (según cifras del DANE).

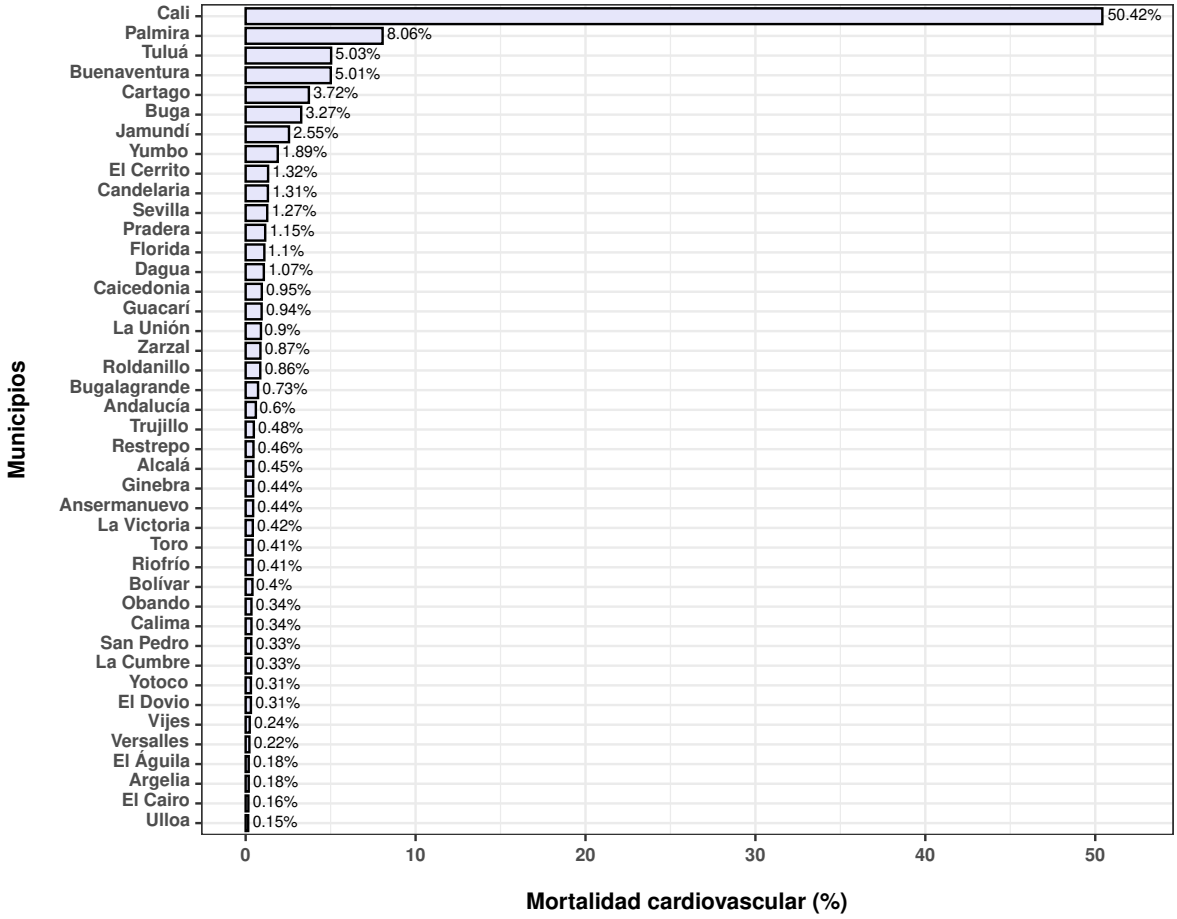

Figura 5-6.: Casos de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca por municipio, período 2010-2018

5.2. Análisis epidemiológico

Las tasas estandarizadas de mortalidad cardiovascular se calcularon para las defunciones de residentes en la cabecera municipal del departamento del Valle del Cauca. En la Figura **5-7** se presentan las tasas por 100.000 habitantes discriminadas por género para el período 2010-2018, con sus respectivos intervalos de confianza del 95 % (Tablas **B-1** y **B-2**), donde se evidencia un comportamiento de las tasas de mortalidad cardiovascular en los hombres superior a las tasas de las mujeres en todo el período de estudio; adicionalmente, se observa un decrecimiento de la tasa para ambos géneros desde el año 2010 hasta el año 2012 y luego

se observa un incremento hasta el año 2016, en el caso de los hombres, y hasta el año 2015, en el caso de las mujeres, año en el que se presenta la máxima tasa de mortalidad; seguidamente, la tasa disminuyó para las mujeres hasta el año 2018 y para los hombres disminuye un año después. Desde el año 2010 hasta el año 2018 la tasa general de mortalidad cardiovascular presentó un mínimo cambio porcentual de 0,04 % más que la tasa inicial y en promedio esta tasa aumentó 0,15 % cada año. El porcentaje de cambio de las tasas estandarizadas para los hombres entre el año 2010-2018 fue de 1,23 % mayor que el año inicial, y en promedio la tasa aumentó 0,2 % cada año; entre los años 2010 y 2018, la tasa para las mujeres cambió 0,75 % menos que el año inicial, y en promedio la tasa presentó un incremento de 0,03 % cada año.

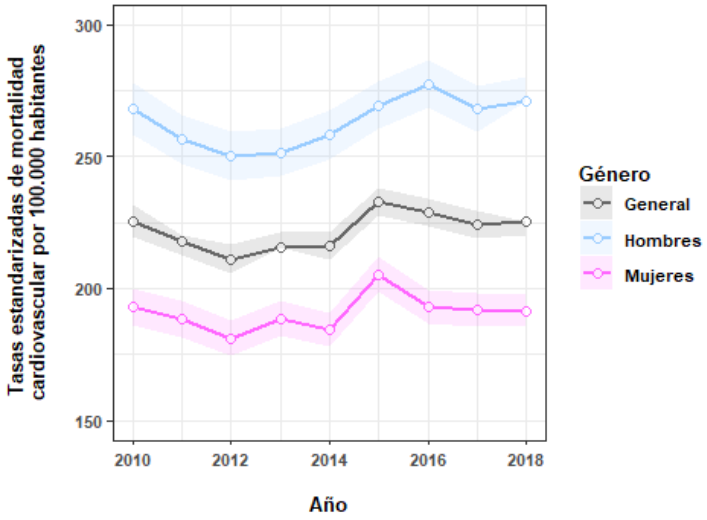

Figura 5-7.: Tasa estandarizada de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca según el género, período 2010-2018

En la Figura **5-8**, se muestran las tasas estandarizadas de mortalidad en el departamento del Valle del Cauca, para el período 2010-2018, según la causa básica de enfermedad cardiovascular, de acuerdo a la clasificación del CIE-10. En esta figura se puede observar que dentro del grupo de las enfermedades cardiovasculares, la principal causa de muerte son las isquémicas del corazón con un incremento de la tasa estandarizada de 18,93 % entre el año 2010 y 2018, y un decrecimiento anual promedio de 2,32 %; en segundo lugar se encuentran las enfermedades cerebrovasculares con un decrecimiento de la tasa estandarizada de 20,22 % entre los años 2010 y 2018, y un decrecimiento anual promedio de 2,65 % y en tercer y cuarto lugar se encuentran las enfermedades hipertensivas y de la circulación cardiopulmonar con un decrecimiento de 10,29 % y 1,07 % respectivamente entre los años 2010 y 2018, y un decrecimiento anual promedio de 0,59 % y 0,09 %. Por otro lado las tasas de mortalidad para las cardiacas reumáticas crónicas, paro cardiaco y aterosclerosis son casi cero. Adicionalmente, en la Tabla **B-3** se presentan las tasas estandarizadas de mortalidad cardiovascular con su respectivos intervalos de confianza del 95 % para el período de estudio.

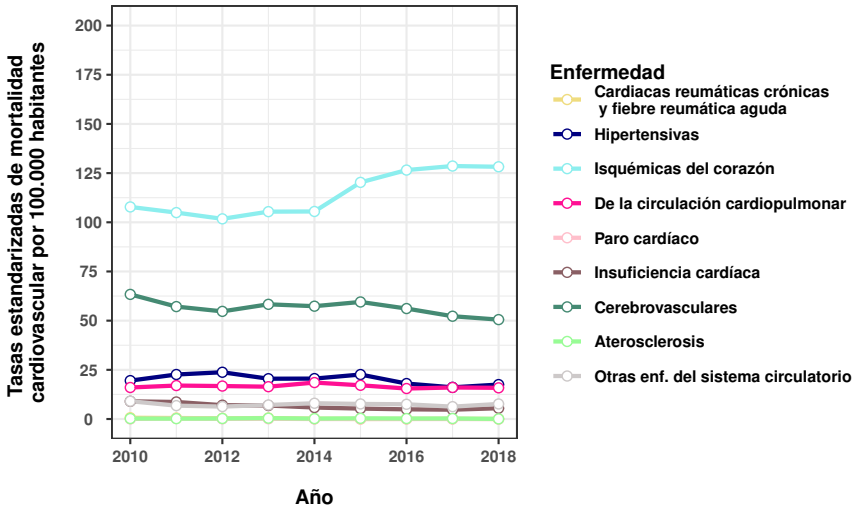

Figura 5-8.: Tasa estandarizada de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca según la causa especifica, período 2010-2018

En las Figuras **5-9** y **5-10** se muestra el comportamiento de las tasas estandarizadas de mortalidad en el departamento del Valle del Cauca según la causa básica de enfermedad cardiovascular para hombres y mujeres, durante el período 2010-2018, donde se puede evidenciar un comportamiento análogo al general que se mostró en la Figura **5-8**, la cual indica que las principales causantes de muertes cardiovasculares fueron las enfermedades isquémicas del corazón y cerebrovasculares para ambos géneros; en el caso de las enfermedades hipertensivas y de la circulación cardiopulmonar, aunque conservan el mismo orden que las tasas en general, se puede notar una diferencia más pronunciada en los hombres que en las mujeres.

En cuanto al porcentaje de cambio para los hombres, las enfermedades isquémicas del corazón presentaron un crecimiento de 16,59 % en el período 2010-2018, y un aumento anual promedio de 2,05 %; en segundo lugar se encuentran las enfermedades cerebrovasculares con un decrecimiento de 16,71 % entre los años 2010 y 2018, y un decrecimiento anual promedio de 2,04 % y en tercer y cuarto lugar, se encuentran las enfermedades hipertensivas y de la circulación cardiopulmonar con un decrecimiento de 14,01 % y 0,16 % respectivamente, en el período 2010-2018, y un descrecimiento anual promedio de 1,10 % y 0,37 %. Para las mujeres, las isquémicas del corazón con un incremento del 23,43 % en el período 2010-2018, y un aumento anual promedio de 2,94 %; en segundo lugar se encuentran las enfermedades cerebrovasculares con un decrecimiento de 22,56 % en el período 2010-2018, y un decrecimiento anual promedio de 2,92 %; en tercer y cuarto lugar se encuentran las enfermedades hipertensivas y de la circulación cardiopulmonar con un descrecimiento de 5,99 % y 1,85 % respectivamente en el período 2010-2018, y un aumento anual promedio de 0,42 y 0,14 % respectivamente.

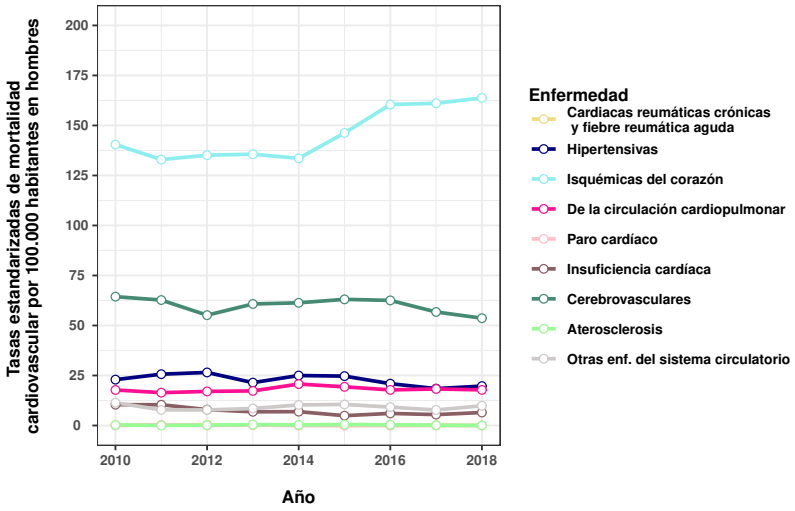

Figura 5-9.: Tasa estandarizada de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca para hombres según la causa especifica, período 2010-2018

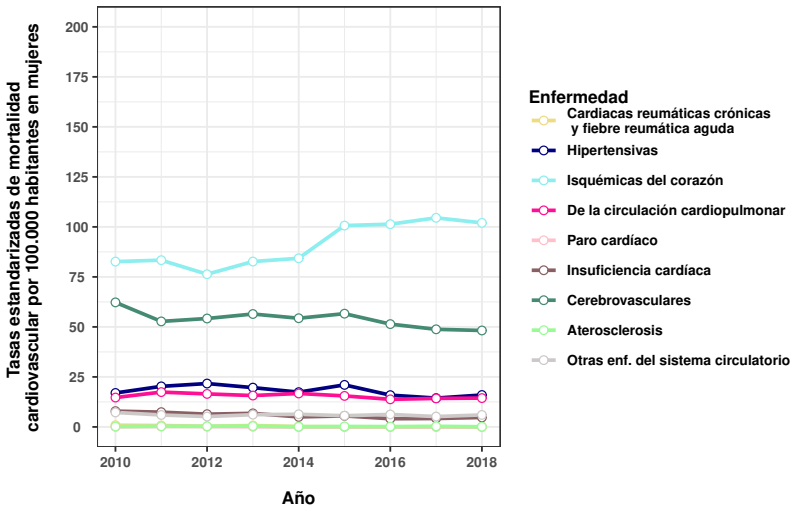

Figura 5-10.: Tasa estandarizada de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca para mujeres según la causa especifica, período 2010-2018

En la Figura **5-11** se presenta el porcentaje de cambio de las tasas estandarizadas para cada municipio del departamento del Valle del Cauca, donde podemos observar que los municipios de Toro, San Pedro, El Cairo y Versalles presentaron el mayor decrecimiento de la tasa de mortalidad cardiovascular con más del 40 %, durante el período 2010-2018, y los municipios de Alcalá, La Cumbre, Calima y Andalucía presentaron el mayor incremento de la tasa con más del 55 % en todo el período de estudio. Por otra parte, los municipios de Jamundí, Cali, Trujillo y Buenaventura presentaron la menor variación en las tasas durante los años analizados. Cabe resaltar que los 5 municipios con mayor población y

mayor mortalidad cardiovascular del departamento no presentaron cambios significativos en las tasas estandarizadas durante el período de estudio, a excepción del municipio de Tuluá que presentó un descrecimiento de 17,8 % en la tasa.

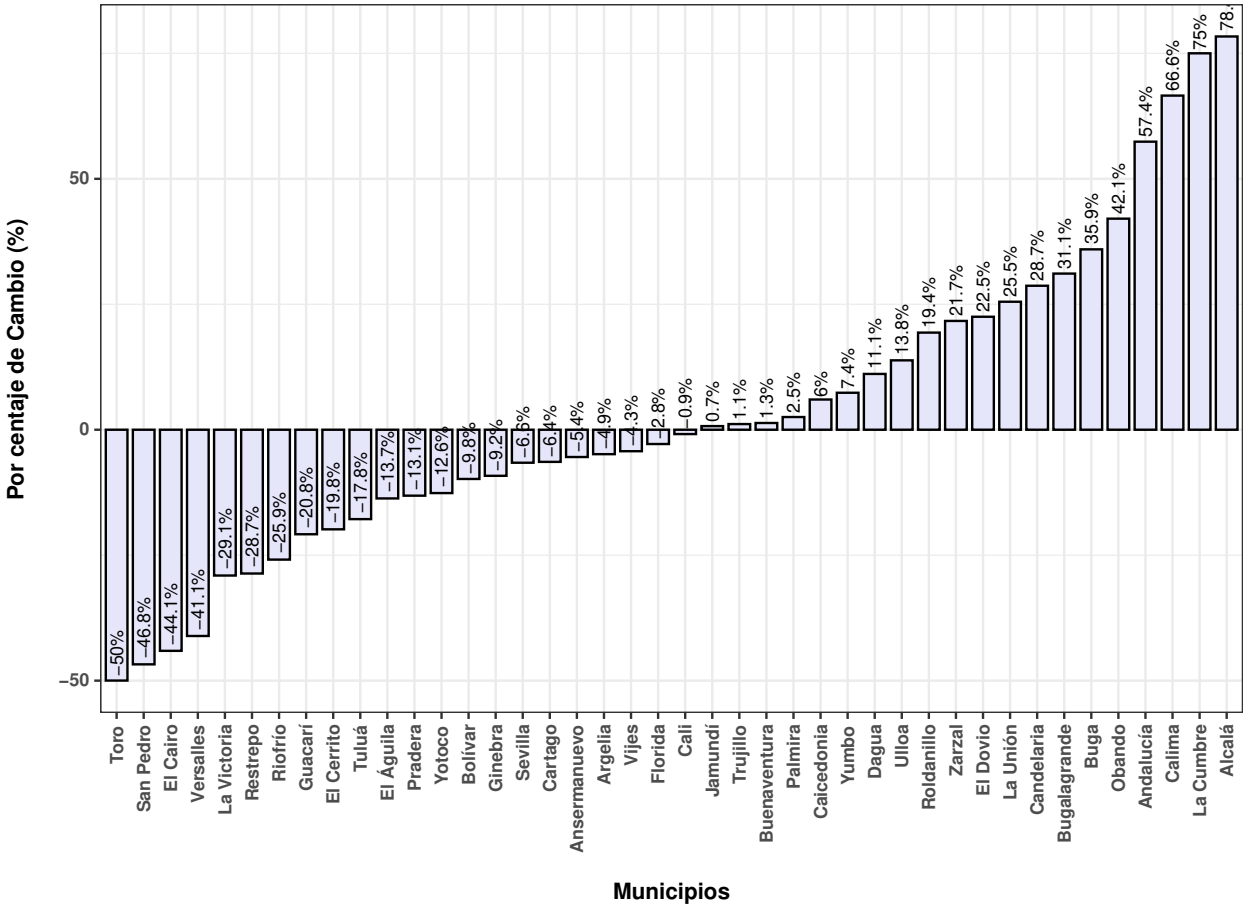

Figura 5-11.: Porcentaje de cambio por municipio de las tasas de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca, período 2010-2018

5.3. Análisis espacial

Las razones estandarizadas de mortalidad (REM) se calcularon para las muertes de residentes en la cabecera municipal del departamento del Valle del Cauca, en el período 2010-2018. En la Figura **5-12** se muestra la distribución espacial de la mortalidad a causa de enfermedades cardiovasculares en el departamento, donde en términos generales se puede observar que los riesgos más altos de mortalidad cardiovascular se presenta en los municipios del norte del Valle como lo son: Argelia, Alcalá, El Dovio, Ulloa y en el occidente el municipio de Buenaventura. De igual forma, los municipios que presentaron los menores riesgos poblaciones de mortalidad cardiovascular son Jamundí, Ginebra y Calima. También se puede

observar que para el año 2017 se presentaron los valores del riesgo más bajos de todos los años en estudio y en el año 2012 se presentó el valor de riesgo más alto, donde en el último intervalo se concentra únicamente el municipio de Ulloa al norte del departamento.

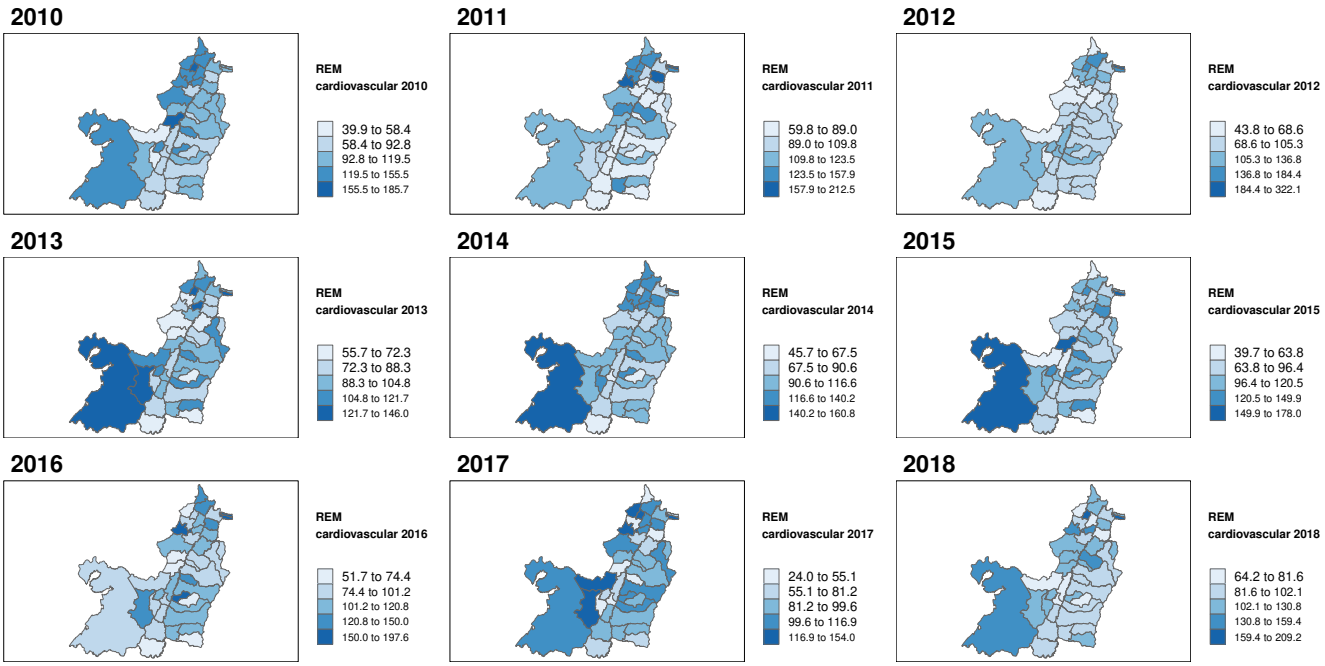

Figura 5-12.: Razones estandarizadas de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca, período 2010-2018

La suavización de las REM ajustadas se realizó con el fin de reducir la variabilidad del tamaño de las poblaciones en los municipios del departamento del Valle del Cauca. La distribución espacial de las REM suavizadas se muestran en la Figura **5-13**, donde podemos observar que los intervalos de los riesgos de mortalidad se contraen, es decir, aumentan los valores mínimos del riesgo de mortalidad cardiovascular para los municipios y disminuyen los valores máximos para todos los años estudiados.

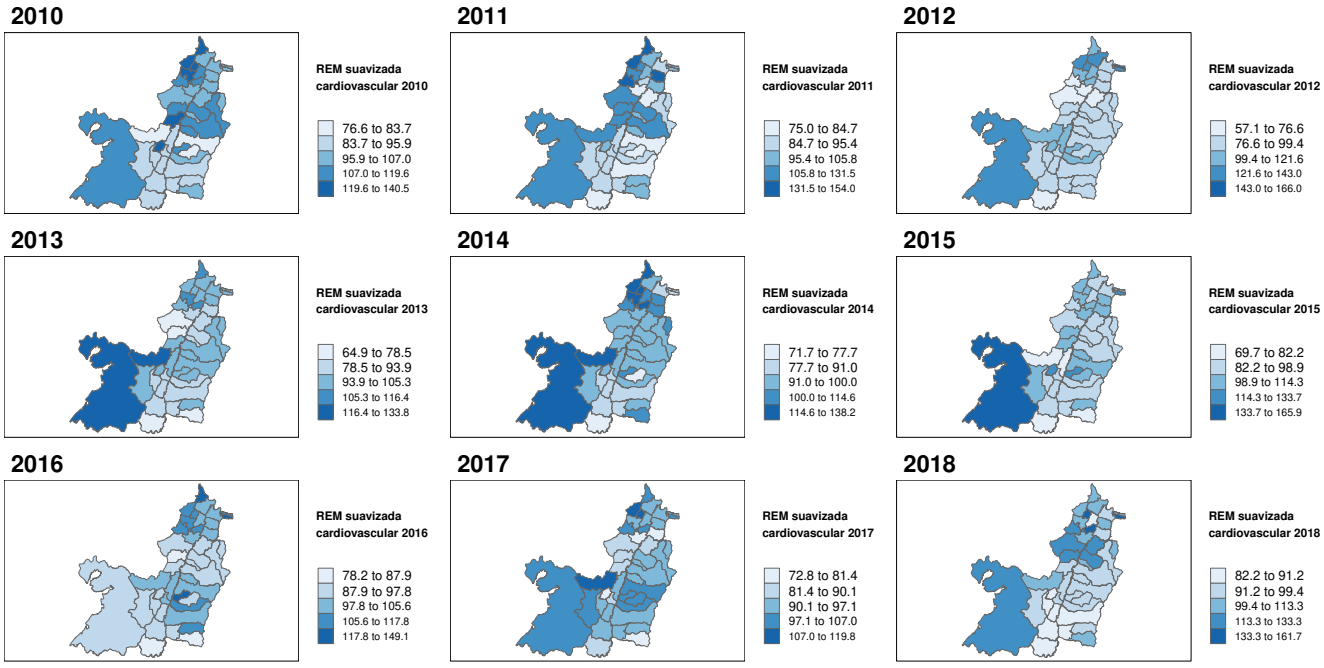

Figura 5-13.: Razones estandarizadas de mortalidad cardiovascular suavizadas en el Valle del Cauca, período 2010-2018

A continuación se presenta de manera detallada el comportamiento de las REM ajustadas y suavizadas mostradas en las Figuras **5-12** y **5-13** para cada uno de los años estudiados:

◦ Para el año 2010, el municipio de Argelia presentó el mayor riesgo de muerte por enfermedades cardiovasculares, donde el riesgo es 85,7 % más que los casos esperados de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca; seguido se encuentran los municipios de Riofrío y Restrepo con un de riesgo de 80,7 % y 55,5 % mayor a los casos esperados. Por otra parte, los municipios de Calima y La Cumbre presentaron la menor razón ajustada de mortalidad con un 60 % y 41,6 % menos casos a los esperados.

Al suavizar las razones estandarizadas de mortalidad el número de municipios con riesgos altos aumentó, sin embargo, los valores del porcentaje de riesgo disminuyeron considerablemente. Los riesgos más altos se presentaron en municipios ubicados al norte del departamento como El Cairo, Argelia, Versalles, El Águila y en el centro municipios como Restrepo y Riofrío presentando un riesgo de mortalidad entre 28 % y 40.5 % mayor a los casos esperados. Por otra parte, los menores riesgos de mortalidad cardiovascular se presentaron en los municipios de Buga, Ginebra y Calima con 16,3 % y 23,4 %, respectivamente, menos casos que los esperados en el departamento. Cabe mencionar que Andalucía hacia parte de los municipios de menor riesgo en la REM ajustada y al ser suavizada, el riesgo de este municipio aumentó.

◦ En el año 2011, los municipios que presentaron la mayor razón estandarizada de mortalidad fueron El Dovio, Obando y Ulloa, ubicados geográficamente al norte del departamento, presentaron un riesgo aproximadamente 2 veces mayor al esperado según los estándares de mortalidad cardiovascular en el departamento del Valle del Cauca. El grupo de los municipios con menor riesgo de mortalidad cardiovascular está conformado por 14 municipios, dentro de ellos, los que menor riesgo presentaron son Ginebra, Jamundí, Andalucía y Zarzal con un riesgo entre 28,5 % y 40,2 % menor a los casos esperados.

Al suavizar las razones estandarizadas de mortalidad encontramos que los municipios de El Dovio, El Águila, Obando y El Cairo presentaron el mayor riesgo por enfermedades cardiovasculares, entre 41,6 % y 54 % mayor al riesgo poblacional esperado, según los estándares de mortalidad en el departamento. En cuanto a los municipios con menor riesgo se encuentran Ginebra, Buga, Jamundí, Zarzal, Roldanillo y Palmira con un riesgo entre 15,3 % y 25 % de menos casos que los esperados. Cabe mencionar, que el municipio de Ulloa presentó una disminución significativa del riesgo al reducir el efecto de las poblaciones pequeñas con relación a las REM ajustadas, por lo que no hace parte del grupo de los municipios con mayor riesgo en este año. De igual modo el municipio de Andalucía que hacía parte del grupo de menor riesgo en la REM ajustada aumentó considerablemente al ser suavizada, presentando un exceso de riesgo de 4,9 %.

◦ En el año 2012, el mayor riesgo de muerte a causa de enfermedades cardiovasculares se presentó en el municipio de Ulloa, con aproximadamente 3,2 veces mayor a los casos esperados de mortalidad cardiovascular en el departamento del Valle del Cauca. Por otra parte, el grupo de los municipios que presentaron los menores riesgos de morir a causas de enfermedades cardiovasculares son El águila, Bolívar, Roldanillo, Calima, Zarzal, La Cumbre, Jamundí y El Dovio, donde los primeros tres de ellos presentaron un riesgo poblacional entre 46,7 % y 56,2 % menor al riesgo esperado.

Al suavizar las REM ajustadas el municipio de Ulloa sigue siendo el de mayor exceso de riesgo, aunque disminuye considerablemente quedando en 66 % por arriba del riesgo esperado. Los municipios con menor riesgo de mortalidad cardiovascular fueron Roldanillo, Bolívar, Zarzal, Jamundí y El Dovio con un riesgo entre 23,5 % y 42,9 % menor al esperado. De este grupo ya no hacen parte los municipios de La Cumbre, Calima y El Águila que presentaron en promedio un aumento del riesgo del 51,4 % aproximadamente.

◦ Para el año 2013, los municipios de Alcalá y Buenaventura presentaron el mayor riesgo de mortalidad por enfermedades cardiovasculares con un riesgo de 42,2 % y 46 % , respectivamente, mayor a los casos esperados de mortalidad cardiovascular en el departamento del Valle del Cauca, seguido de los municipios de La Unión, Dagua y Argelia

con un riesgo entre 26,9 % y 35 % mayor a los esperados. Por otra parte, los municipios de Versalles, Florida, Bolívar, Trujillo, Jamundí, Ginebra y Zarzal presentaron un riesgo de morir entre 27,7 % y 44,3 % menor a los casos esperados.

Al suavizar las razones de mortalidad cardiovascular los municipios de Buenaventura y Calima presentaron el mayor riesgo, los cuales fueron de 33,7 % y 33,4 % mayor a los casos esperados; cabe señalar que este último municipio no hacia parte del grupo de mayor riesgo en la REM ajustada. En cuanto a los municipios que presentaron el menor riesgo se encuentran Florida, Jamundí, Trujillo y Bolívar con un riesgo entre 21,5 % y 35,1 % menor al riesgo esperado; este grupo estuvo conformado por un número menor de municipios donde Ginebra y Versalles ya no hacen parte de el, dado que presentaron en promedio un aumentó en el riesgo de 41,7 %.

◦ En el año 2014, el mayor riesgo poblacional de mortalidad cardiovascular se presentó en los municipios de Ulloa y Buenaventura con un 60,8 % y 46,6 %, mayor a los casos esperados de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca. Las razones de mortalidad más bajas se presentaron en los municipios de Ginebra, Vijes y Jamundí con un riesgo de 54,3 %, 40,1 % y 32,5 % menor a los esperados.

Al suavizar las razones estandarizadas de mortalidad encontramos que el municipio de Buenaventura sigue presentando el mayor riesgo de muerte con 38,2 % mayor a los casos esperados de mortalidad cardiovascular en el departamento, a este grupo se suman municipios como Calima, Versalles, El Águila, Argelia, El Cairo y La Unión con un exceso de riesgo entre 19,1 % y 30,3 % mayor al riesgo esperado. En cuanto a los municipios con menor riesgo se encuentra Jamundí y Ginebra con 28,3 % y 22,3 % menor casos que los esperado; cabe mencionar que el municipio de Vijes que anteriormente hacia parte del grupo de los municipios de menor riesgo en la REM ajustada, al reducir el efecto de las poblaciones pequeñas ya no hace parte de este grupo, pues presentó un aumento del riesgo del 28,8 %.

◦ En el año 2015, los municipios de Alcalá, Buenaventura y Refrío presentaron el mayor riesgo de muerte cardiovascular, el cual estuvo entre 70,9 % y 78,0 % mayor al riesgo esperado en el departamento del Valle del Cauca. En cuanto a los municipios con menor riesgo se encuentran El Águila, Calima, Yotoco y Florida con un riesgo entre 36,2 % y 60,3 % menor a los casos esperados.

Al realizar la suavización de las REM ajustadas, el municipio con mayor riesgo fue Buenaventura con 65,6 % mayor a los casos esperados, seguido de los municipios de Restrepo, Restrepo y Alcalá con el mayor riesgo entre 24,1 % y 33,7 %. En cuanto a los municipios con menor riesgo se encuentran Florida, Calima, Jamundí y Yotoco con un

riesgo entre 17,8 % y 30,3 % menor a los casos esperados. Cabe mencionar que el municipio de El Águila presentó un cambio significativo al realizar la suavización de la REM ajustada, ya que de ser uno de los municipios con menor riesgo paso a tener un riesgo de 5,6 % mayor al esperado.

◦ Para el año 2016, los municipios que presentaron el mayor riesgo fueron Alcalá, El Dovio, Guacarí y Ulloa, con un riesgo entre 64,1 % y 97,6 % mayor al riesgo esperado de mortalidad cardiovascular en el departamento del Valle del Cauca. Por otro lado, los municipios que presentaron la REM ajustada más baja fueron Trujillo, Riofrío, El Cairo, Ginebra, Jamundí y Florida con un riesgo entre 25,6 % y 48,7 % menor a los casos esperados.

Al suavizar los riesgos de mortalidad, los municipios que presentaron mayor riesgo fueron Alcalá, Guacarí y El Águila con un riesgo entre 28,2 % y 49,1 % mayor al riesgo esperado, y los municipios de Ulloa y El Dovio que en las REM ajustadas hacían parte del grupo de mayor riesgo, pasaron a un grupo de menos riesgo. En cuanto a los municipios de menor riesgo de muerte por enfermedades cardiovasculares se encuentran Trujillo, Florida y Jamundí con un riesgo entre 12,1 % y 21,8 % menor al riesgo esperado de mortalidad en el departamento, seguido de los municipios de Ginebra y Riofrio. Finalmente, el municipio de El Cairo que presentaba en la REM ajustada un riesgo menor, en la suavización paso a ser parte del grupo de alto riesgo.

◦ En el año 2017, el riesgo de morir más alto a causa de enfermedades cardiovasculares se presentó en los municipios de Argelia, Dagua, El Dovio, Alcalá, El Cairo y Calima con un exceso de riesgo entre 32,6 % y 53,9 % mayor al riesgo esperado de mortalidad cardiovascular en el departamento del Valle del Cauca. Por otra parte, los menores riesgos de morir a causas de enfermedades cardiovasculares se presentaron en los municipios de La Cumbre, El Águila, Riofrío, Versalles, La Victoria, Vijes y San Pedro con un riesgo entre 44,9 % y 76 % menor a los casos esperados.

Al suavizar las razones estandarizadas de mortalidad se observó una reducción en el número de municipios con mayores riesgos poblacionales, siendo ahora los municipios de Calima, El Cairo y El Águila con un riesgo entre 16,6 % y 19,8 % mayor al esperado. En cuanto a los municipios con menor riesgo se encuentran La Victoria, Florida, Restrepo y Roldanillo, con un riesgo entre 18,6 % y 27,2 % menor al riesgo esperado. Cabe resaltar que los municipios de El Dovio, Dagua y Alcalá que formaban parte del grupo de mayor exceso de riesgo en las REM ajustadas aunque tenían alto riesgo, al suavizar las REM no formaron parte de este grupo y por el lado de los de menor riesgo, Vijes, Riofrío, Versalles, La Cumbre, San Pedro y El Águila que tenían el riesgo más bajo aumentaron considerablemente el riesgo, este último fue el cambio más brusco llegando a tener mayor de riesgo.

◦ En el año 2018, los municipios de Alcalá y Argelia presentaron la mayor razón estandarizada de mortalidad cardiovascular con aproximadamente 2 veces más casos que los esperados en el departamento del Valle del Cauca, seguido de los municipios de La Unión, El Dovio, Bugalagrande y Buenaventura. Por otra parte, los municipios que presentaron menor riesgo de mortalidad cardiovascular fueron Toro, Ginebra, Calima, Yotoco, Vijes, La Victoria y El Cairo, con un riesgo entre 18,4 % y 35,8 % menor al riesgo esperado.

Al suavizar las razones estandarizadas de mortalidad, encontramos que los municipios con el mayor riesgo son los mismos que sin suavizar; sin embargo, el riesgo disminuyó significativamente para Alcalá y Argelia, con 61,3 % y 54,2 % mayor al riesgo esperado; el municipio de La Unión no presentó cambio significativo. Los municipios con menor riesgo de mortalidad cardiovascular fueron Calima, Toro y Jamundí, con un riesgo entre 11,8 % y 17,8 % menor al riesgo esperado.

5.3.1. Pruebas de autocorrelacion espacial

Los índices de autocorrelación espacial fueron calculados a partir de las razones estandarizadas de mortalidad (REM) suavizadas por el método empírico de Bayes y la matriz de pesos espaciales W. En la Tabla **5-7** se muestran los resultados por año, para cada uno de los índices calculados, con sus respectivos valores-p. Podemos observar que para los tres índices I de Moran, IEB y C de Geary se obtiene una autocorrelación espacial de los riesgos cardiovasculares en el departamento del Valle del Cauca para todos los años estudiados, ya que muestran un valor-p menor al nivel de significancia utilizado ($\alpha = 0,05$), excepto para los años 2015 y 2018, donde los valores-p no fueron significativos.

También se puede observar que los valores del estadístico para el índice I de Moran e IEB tienden a variar mucho para cada año, esto puede deberse a que estos índices son muy inestables respecto a valores extremos de la variable estudiada; esto debido a que para el caso del índice de Moran la similitud para cada par de vecinos cercanos es calculada respecto a la media general y en este tipo de estudios no es una medida representativa de los datos, ya que para el caso particular, hay municipios con valores muy extremos de riesgo cardiovascular que hacen que esta medida se eleve significativamente. Caso contrario ocurre con el índice C de Geary, donde se observa que no varía mucho, ya que a diferencia del índice I de Moran su similitud es calculada a partir de comparaciones para cada par de vecinos cercanos entre las diferentes áreas, es decir, la diferencia entre la REM suavizada en el municipio i y la REM suavizada en el municipio j, por tanto, esta medida resulta ser más adecuada para medir la autocorrelación espacial.

Tabla 5-7.: Prueba de autocorrelación espacial global de las REM suavizadas en el departamento del Valle del Cauca, período 2010-2018

	Índice I de Moran		Índice C de Geary		IEB	
	Estadístico	Valor-p	Estadístico	Valor-p	Estadístico	Valor-p
2010	0,31848	0,006	0,67260	0,015	0,40898	0,007
2011	0,27677	0,018	0,64871	0,003	0,21266	0,004
2012	0,58612	0,001	0,50863	0,001	0,52121	0.001
2013	0,18415	0,025	0,48427	0,001	0,10386	0.005
2014	0,41993	0,001	0,44607	0,001	0,26029	0,004
2015	-0,12197	0,842	0,75152	0,108	-0,17452	0.977
2016	0,38700	0,002	0,63625	0,010	0,28850	0,035
2017	0,18729	0,037	0,71160	0,023	0,09409	0,037
2018	0,12935	0,083	1,07620	0,675	0,10197	0,071

En el caso de las pruebas de autocorrelación espacial local, se presentan los mapas de significancia para cada uno de los índices. En la Figura **5-14** se muestran los clúster formados por los municipios más significativos para cada año de estudio, es decir, los que presentaron un valor-p menor al nivel de significancia $\alpha = 0,05$, en la prueba I_i de Moran local:

Para el año 2010, los municipios donde la prueba I_i de Moran mostró significancia estadística en la de mortalidad cardiovascular fueron: Versalles, Argelia, El Águila y El Cairo ubicados al norte del departamento y en el sur los municipios de Cali y Yumbo. Con respecto al año 2011, los municipios donde se mostró significancia estadística en la de mortalidad cardiovascular fueron los mismos 4 que en el año 2010 y Trujillo, Guadalajara de Buga y Ginebra, ubicados en el centro del departamento y el municipio de Cali ubicado al sur. En el año 2012, los municipios con significancia estadística en la de mortalidad cardiovascular segun la prueba I_i de Moran fueron: Versalles, Argelia, El Águila, El Cairo, Ansermanuevo, Ulloa, Alcalá, Bolívar, Roldanillo y Zarzal, ubicados en el norte del departamento. Para el año 2013, los municipios de Bolívar y Versalles ubicados al norte del departamento y en el centro Trujillo y Calima. Para el año 2014, los municipios al norte como El Cairo, Argelia, Versalles, Toro y La Unión, y al sur los municipios de Cali y Yumbo. Para el año 2015, no se presentaron grupos significativos en el Valle del Cauca. Para el año 2016, los municipios de El Águila, El Cairo, Ulloa, Alcalá, Trujillo, Riofrío y Andalucía, presentaron significancia estadística según la prueba I_i de Moran, estos municipios están ubicados geográficamente en el norte y centro del departamento. Para el año 2017, los municipios de El Águila, El Cairo, Argelia, La Victoria y Zarzal ubicados en el norte del departamento, presentaron significancia estadística según la prueba I_i de Moran. Y para el año 2018, los municipios que presentaron significancia estadística fueron: en el norte los municipios de Bolívar y El Dovio, y en el sur Cali, Yumbo, La Cumbre, Vijes, Restrepo, y Palmira.

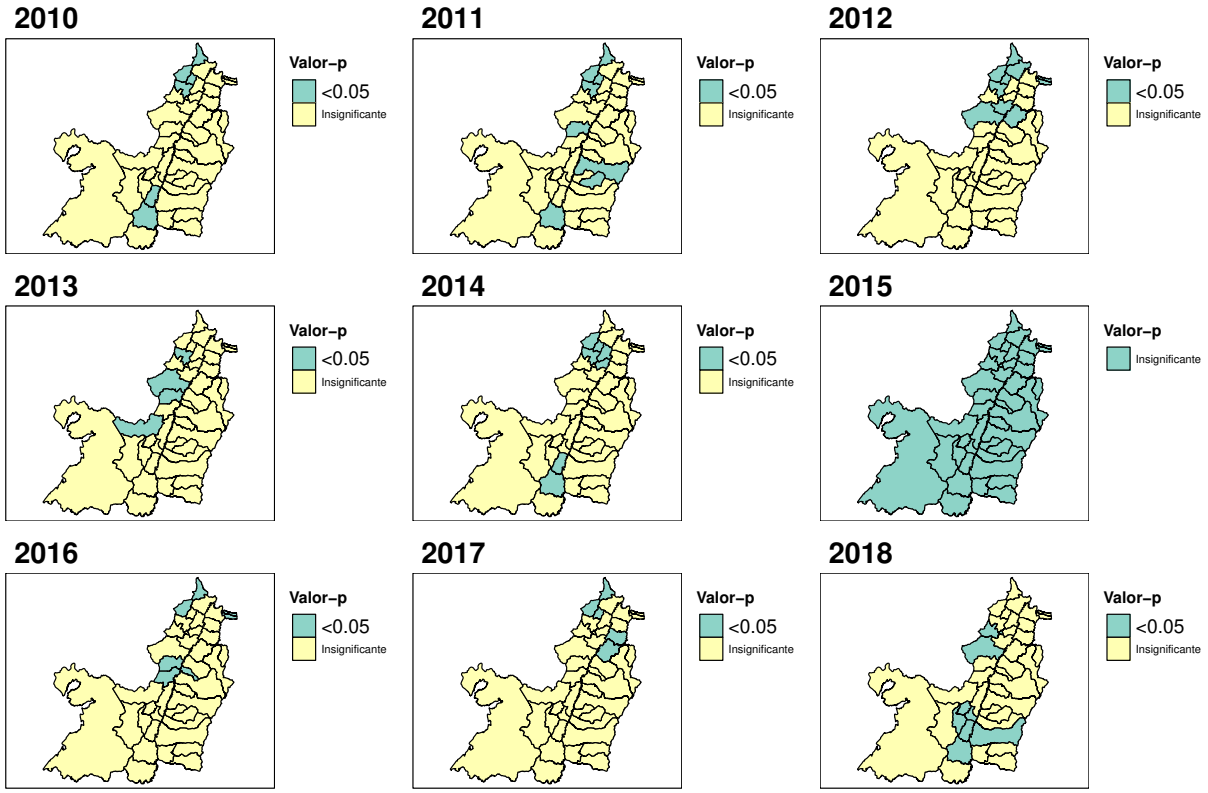

Figura 5-14.: Significancia del índice de Moran local de las REM cardiovasculares en el Valle del Cauca, período 2010-2018

En la Figura **5-15** se muestran los grupos formados por los municipios donde el índice C_i de Geary local tuvo un valor-p menor al nivel de significancia $\alpha = 0,05$, donde los resultados son los siguientes:

Para el año 2010, los municipios que presentaron significancia estadística en los riesgos de mortalidad cardiovascular fueron Versalles, El Cairo, Argelia, La Unión, Roldanillo, Cartago, Obando, Ansermanuevo, Ulloa, Alcalá y Zarzal, ubicados al norte del departamento, Restrepo y Guacarí, ubicados en el centro del departamento, de Palmira, Yumbo, Cali, Candelaria y Pradera, ubicados en el sur del departamento y al oeste Buenaventura. Para el año 2011, al norte, los municipios de Bolívar, La Unión, El Cairo y Argelia, al centro los municipios de Trujillo, Riofrío y Ginebra, al sur Yumbo, Vijes, Palmira y Cali. Para el año 2012, al norte, los municipios de El Cairo, Argelia, Bolívar, Ansermanuevo, Zarzal y Cartago, en el centro Riofrío, Andalucía, Tuluá, Yotoco, Calima y al sur Yumbo, Candelaria, Palmira y Pradera. Para el año 2013, al norte los municipios de Versalles, Bolívar, Zarzal, Cartago, Ulloa y Alcalá, en el centro los municipios de Trujillo, Tuluá, San Pedro, Guadalajara de Buga, Guacarí y más al sur Palmira, El Cerrito, Dagua y Yumbo. Para el año 2014, al norte Versalles, El Cairo, Argelia, La Unión, Zarzal, en el centro Sevilla, Bugalagrande,

Tuluá, Andalucía, Trujillo, San Pedro y al sur, Yumbo, Palmira, Dagua y Vijes. Para el año 2015, los municipios ubicados en el norte del departamento fueron El Cairo, Versalles, Argelia, Toro, La Unión, Obando, La Victoria, en el centro del departamento, Sevilla, Bugalagrande, Calima y Restrepo, al sur del departamento, Dagua, Yumbo y Jamundí, y al oeste Buenaventura. Para el año 2016, al norte los municipios de Versalles, El Cairo, La Unión, Obando, El Dovio, Argelia, Toro, La Victoria, Roldanillo, al centro Riofrío, Tuluá, Bugalagrande, Sevilla y al sur Cali, La Cumbre y Dagua. Para el año 2017 los municipios de Versalles, y Cartago al norte, Trujillo, Tuluá, San Pedro, Guadalajara de Buga, Guacarí y Ginebra y al sur el municipio de Palmira. Para el año 2018 los municipios de Bolívar, Zarzal, El Dovio, Versalles, El Águila y Ulloa al norte, al centro Ginebra, Guacarí, Guadalajara de Buga, Yotoco, San Pedro y al sur Yumbo, y Palmira.

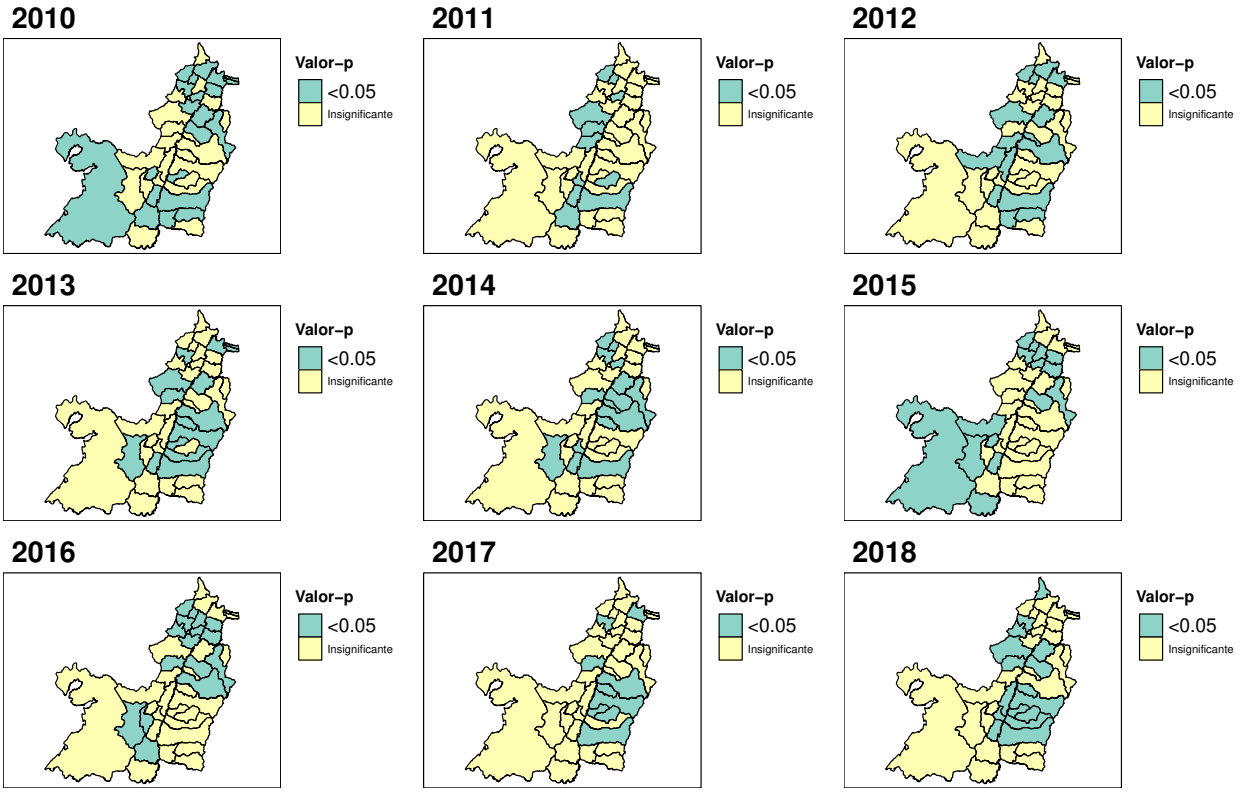

Figura 5-15.: Significancia del índice de Geary local de las REM cardiovasculares en el Valle del Cauca, año 2010-2018

Teniendo en cuenta los resultados obtenidos a partir de los índices locales de Moran y Geary (Figuras **5-14** y **5-15**), a continuación, se presenta un análisis más detallado de algunas variables socioeconómicas, para los municipios con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos en el departamento del Valle del Cauca por cada año de estudiado:

En el año 2010, ambos índices locales indicaron como municipios significativos a El Cairo y Versalles ubicados en el norte del departamento, que son caracterizados por presentar riesgos altos de mortalidad cardiovascular y los municipios de Cali y Yumbo ubicados al sur del departamento, que se caracterizan por presentar riesgos bajos. Para el caso de los municipios con riesgos altos los hombres presentaron mayor mortalidad cardiovascular que las mujeres con 63 % y 58 % (El Cairo y Versalles respectivamente) y para el caso de Cali y Yumbo la mortalidad se comportó igual entre ambos géneros con 50 % para Cali y 51 % para Yumbo, en cuanto a la edad la mayor frecuencia de mortalidad por enfermedades cardiovasculares se presentó en personas entre los 85 y 89 años en los municipios de El Cairo y Versalles y para Cali y Yumbo entre los 80 y 84 años; respecto a la seguridad social, en la Figura **5-16** se observa que para los municipios de riesgos altos la mayor frecuencia se presentó en personas afiliadas a un régimen subsidiado mientras que para los municipios con riesgos bajos se presentó mayor frecuencia en afiliados a un régimen contributivo.

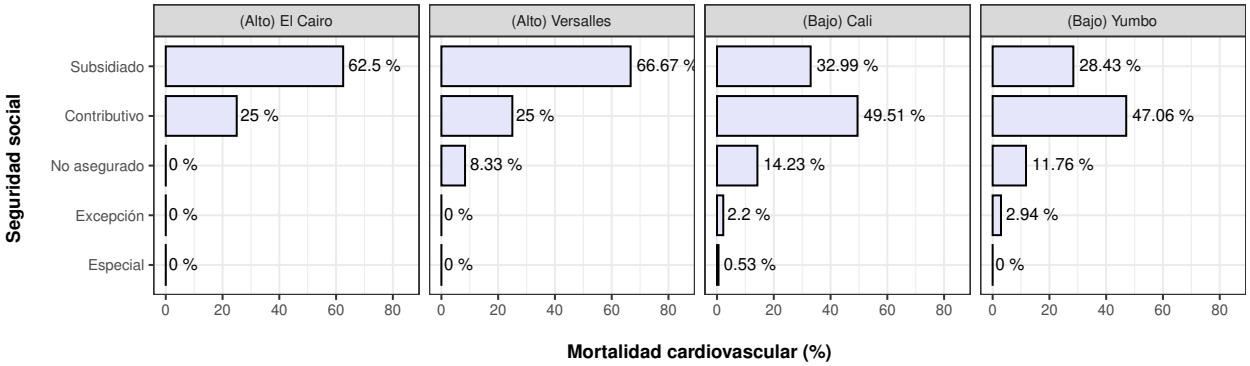

Figura 5-16.: Seguridad social de los municipios con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos en el Valle del Cauca, año 2010

En el año 2011, los municipios con riesgos poblaciones de mortalidad cardiovascular significativos fueron Argelia y El Cairo ubicados, en el norte del departamento, caracterizados por presentar riesgos de mortalidad cardiovascular altos y al centro del departamento Ginebra, que se caracteriza por riesgos bajos. La mortalidad en Argelia y El Cairo fue similar para ambos géneros, 43 % y 50 %, respectivamente, mientras que para el municipio de Ginebra la mortalidad por género presentó una brecha grande, donde la frecuencia de los hombres fue de 78 %; en cuanto a la edad de las personas fallecidas, en los municipios con alto riesgo la mayor frecuencia de mortalidad se presentó en el quinquenio entre los 75 y 79 años, y para Ginebra entre los 70 y 74 años, la seguridad social se muestra en la Figura **5-17** donde se presenta el mismo comportamiento que para el año 2010 entre municipios con riesgos bajos y altos.

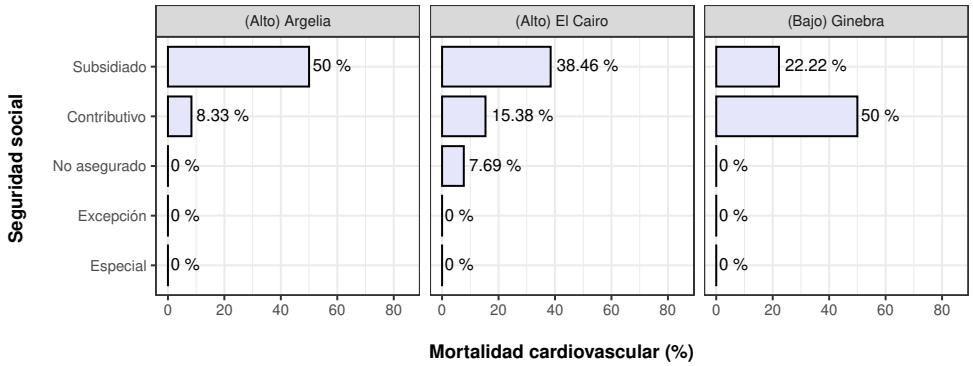

Figura 5-17.: Seguridad social de los municipios con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos en el Valle del Cauca, año 2011

En el año 2012, los municipios con riesgos poblaciones de mortalidad cardiovascular significativos fueron Argelia y El Cairo, igual que en el año 2011, que se caracterizan por presentar riesgos altos y Ginebra que se caracteriza por riesgos bajos, estos tres municipios se ubican en el norte y centro del departamento. En Argelia no se presentó diferencia en la mortalidad respecto al género, mientras que en El Cairo, para este año, la mortalidad en hombres fue de 71 % y para Zarzal el 52 % de las muertes corresponde a hombres, la edad donde se presentó la mayor frecuencia de muertes por enfermedades cardiovasculares se dio entre los 80 y 84 años tanto para los municipios con alto como bajo riesgo, la seguridad social se muestra en la Figura **5-18** donde se observa que para los municipios con alto riesgo más del 80 % de las personas fallecidas por esta enfermedad estaban afiliados a un régimen subsidiado, mientras que para el municipio con bajo riesgo la diferencia entre subsidiado y contributivo no es grande.

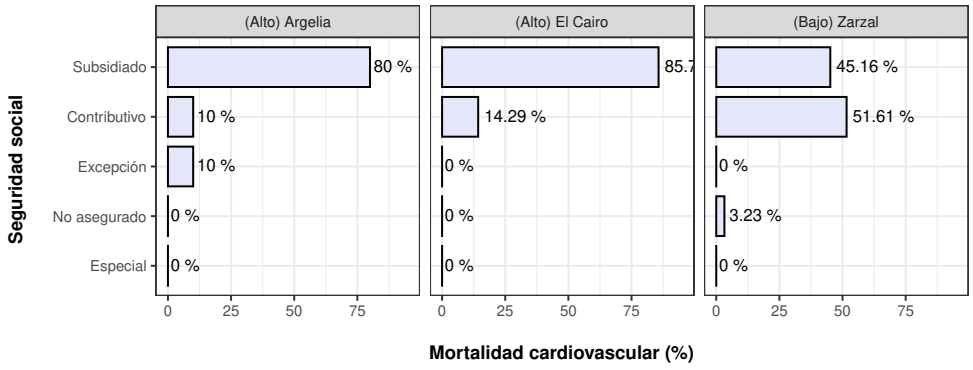

Figura 5-18.: Seguridad social de los municipios con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos en el Valle del Cauca, año 2012

En el año 2013, los municipios significativos fueron Versalles ubicado al norte del departamento y caracterizado por presentar riesgos altos y Bolívar y Trujillo por presentar

riesgos bajos de mortalidad cardiovascular. Los municipios significativos no presentaron diferencias en la mortalidad respecto al género y en cuanto a la edad de mortalidad la mayor frecuencia se presentó entre los 80 y 84 años para los tres municipios; en la Figura **5-19**, se observa que el municipio de Versalles, siendo el municipios con riesgo alto presenta la mayor frecuencia de fallecidos afiliados al régimen subsidiado.

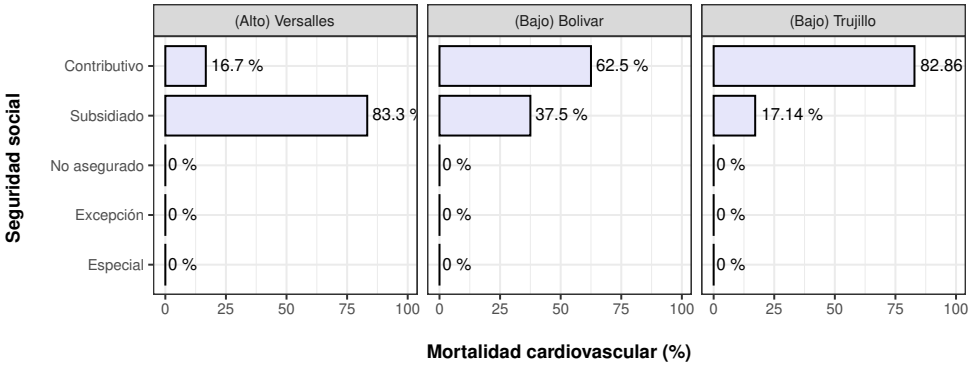

Figura 5-19.: Seguridad social de los municipios con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos en el Valle del Cauca, año 2013

En el año 2014, ambos índices locales indicaron que los municipios significativos son El Cairo, Argelia, La Unión y Versalles, ubicados geográficamente al norte del departamento y cercanos entre ellos, se caracterizan por presentar riesgos poblacionales altos de mortalidad cardiovascular. La mortalidad por género no presentó diferencias significativas, a excepción del municipio de El Cairo donde la mortalidad de hombres fue de con 78 %; por otra parte, para los cuatro municipios la edad donde se presentó la mayor frecuencia de muertes por esta enfermedad fue entre los 80 y 84 años, en la Figura **5-20** se observa que que la mortalidad en estos municipios con riesgos altos se dio en mayor frecuencia en personas con afiliados a una seguridad social del régimen subsidiado.

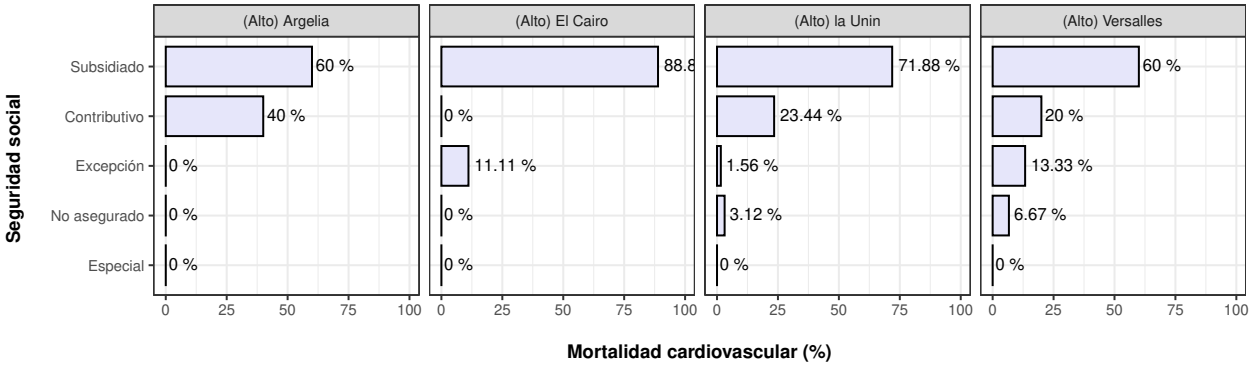

Figura 5-20.: Seguridad social de los municipios con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos en el Valle del Cauca, año 2014

En el año 2015, el índice local de Moran no detectó municipios significativos para el riesgo de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca, sin embargo, el índice local de Geary mostró significancia en el municipio de El Cairo ubicado en el norte del departamento y caracterizado por presentar riesgos altos, y los municipios de Bugalagrande, Sevilla y Yumbo, ubicados en el centro y sur del departamento, caracterizados por presentar riesgos bajos. Para el caso del municipio de El Cairo todas las muertes ocurridas en este año y por esta enfermedad correspondieron a hombres y en los municipios de riesgos bajos no se presentó diferencias de mortalidad entre hombres y mujeres; en cuanto a la edad, en El Cairo la mayor frecuencia se presentó en personas entre los 85 y 89 años mientras que para Bugalagrande, Sevilla y Yumbo fue entre los 75 y 79 años; la seguridad social se muestra en la Figura **5-21**, donde la mayor frecuencia se presentó en personas afiliados a un régimen subsidiado, sin embargo la brecha de diferencia es más mayor para el municipios con riesgo alto.

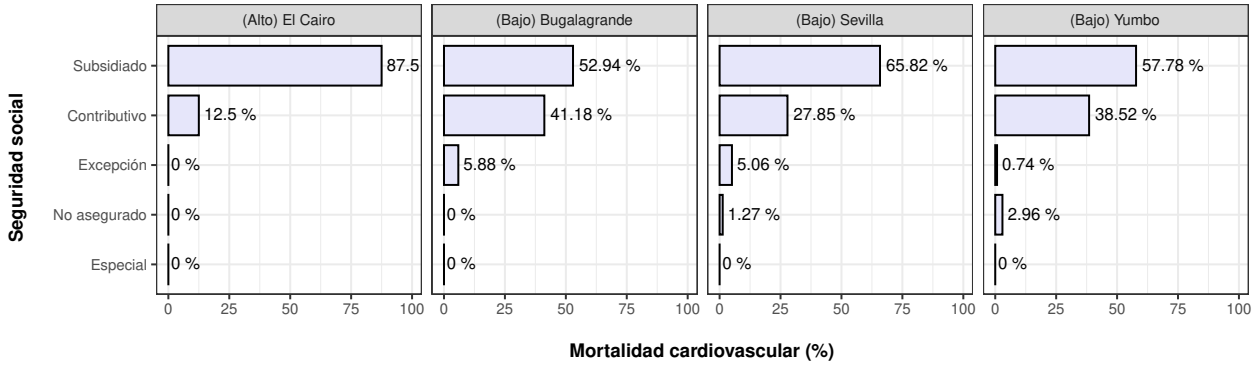

Figura 5-21.: Seguridad social de los municipios con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos en el Valle del Cauca, año 2015

En el año 2016, los municipios con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos fueron El Cairo caracterizado por presentar riesgo alto y Trujillo caracterizado por presentar riesgo bajo; estos municipios están ubicados en el norte y centro del departamento del Valle del Cauca, respectivamente. La mortalidad por género fue mayor en hombres que en mujeres, con 75 % en El Cairo y 58 % en Trujillo; en cuanto a la edad, para el municipio con alto riesgo la mayor frecuencia de mortalidad se presentó en el quinquenio de los 80 y 84 años, mientras que para el municipio con riesgo bajo entre los 75 y 79 años; la Figura **5-22** muestra que la mayor frecuencia de mortalidad cardiovascular se presentó en personas afiliadas al régimen subsidiado, cabe destacar que en el municipio de riesgo alto, el 25 % de las personas fallecidas no estaba asegurada.

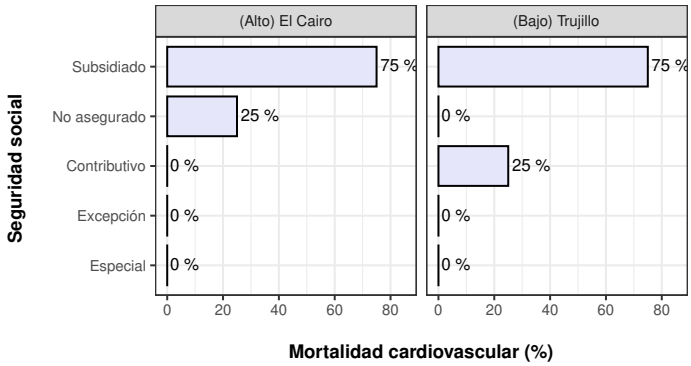

Figura 5-22.: Seguridad social de los municipios con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos en el Valle del Cauca, año 2016

En el año 2017, los municipios significativos fueron El Cairo que se caracteriza por presentar riesgos poblacionales altos de mortalidad cardiovascular en el departamento del Valle del Cauca, Buga y Ginebra ubicados en el centro del departamento y caracterizados por presentar riesgos bajos. La mortalidad por género fue superior en hombres que en mujeres con 60 % en El Cairo, 60 % en Ginebra y en Buga fue 49 % , por otra parte, en El Cairo la mayor frecuencia de muertes por enfermedades cardiovasculares se presentó en personas entre los 65 y 69 años, mientras que para los municipios con riesgos bajos entre los 80 y 84 años; en la Figura **5-23** se observa que la mortalidad en el municipio con riesgo alto se dio en mayor frecuencia en personas con una seguridad social subsidiada.

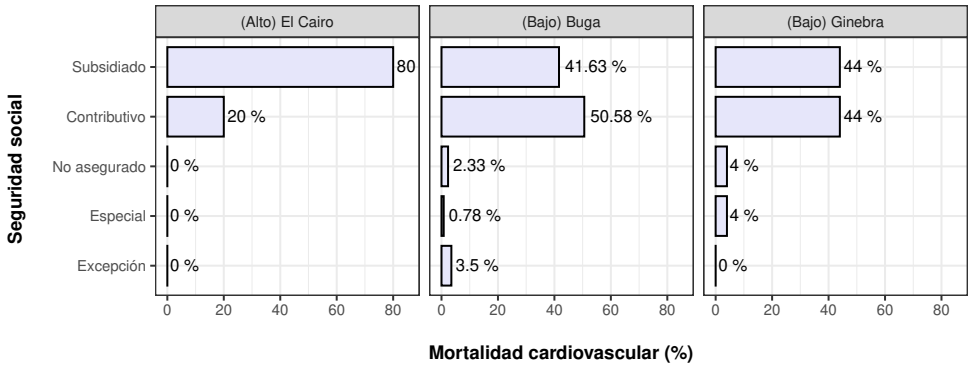

Figura 5-23.: Seguridad social de los municipios con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos en el Valle del Cauca, año 2017

En el año 2018, ambos índices locales mostraron como municipios significativos a Bolívar y El Dovio, ubicados al norte del departamento, caracterizados por presentar riesgos poblacionales altos de mortalidad cardiovascular y Palmira y Yumbo al sur del departamento, caracterizados por presentar riesgos bajos. La mortalidad por género en los municipios con riesgos altos fue mayor en hombres que en mujeres con 60 % y 67 % respectivamente, mientras

que para los municipios con riesgos bajos no se presentaron diferencias significativas; para los municipios con riesgo alto, la edad se presentó con mayor frecuencia en personas, entre los 85 y 89 años y para los municipios con riesgos bajos, entre los 75 y 79 años; en la Figura **5-24** se observa que para los municipios de riesgos bajos, la mayor frecuencia se presentó en personas afiliadas a un régimen subsidiado, mientras que para los municipios con riesgos bajos se presentó mayor frecuencia en afiliados a un régimen contributivo.

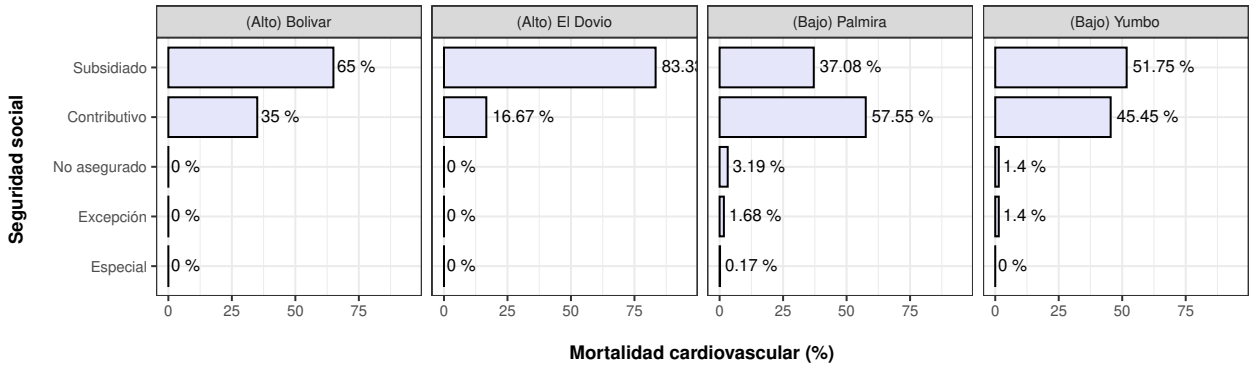

Figura 5-24.: Seguridad social de los municipios con riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular significativos en el Valle del Cauca, año 2018

6. Conclusiones y recomendaciones

6.1. Conclusiones

Con los datos de mortalidad suministrados por el DANE, se logró evaluar el comportamiento de la problemática en salud pública que desata la mortalidad cardiovascular, durante los años 2010-2018 en el departamento del Valle del Cauca. La calidad de la información fue buena, se contó con un total de 67.035 registros de mortalidad cardiovascular en el departamento, donde en la depuración de las bases de datos se excluyeron 35 registros que no contaban con información del municipio de residencia, edad y género (variables necesarias para el análisis epidemiológico y espacial), por lo que la perdida de información fue mínima (1 %).

En el análisis exploratorio se encontró que la mortalidad cardiovascular representa alrededor del 40 % de la mortalidad dentro del grupo de las ENT para todo el período de estudio, una cifra elevada, siendo esta una de las principales causas de mortalidad en el departamento del Valle del Cauca; en primera instancia no se evidenció un comportamiento desigual respecto al género, donde el 51 % de las defunciones corresponde a hombres y el 49 % a mujeres. La edad es un factor que influye en la mortalidad cardiovascular, ya que se presenta en mayor proporción en personas más de mayor edad, y se evidenció que el 50 % de la mortalidad estuvo por encima del quinquenio de los 75-79 años. En los municipios con mayor población del departamento como lo son Cali, Buenaventura, Palmira, Tuluá, y Jamundí por obvias razones exhiben un mayor número de muertes en todos los grupos de edad, en general, la mortalidad cardiovascular, aporta un gran número de muertes tanto en estos municipios como en el departamento.

Las tasas estandarizadas de mortalidad cardiovascular por el método directo no mostraron una variación en términos generales muy significativa, durante el período de estudio, la tasa aumentó 1,23 % para los hombres y 0,75 % para las mujeres; particularmente las tasas a nivel general presentaron un decrecimiento desde el año 2010 hasta el 2012, luego incrementaron hasta el año 2015 donde alcanzaron la mayor tasa y decrecieron hasta el año 2018. Para los hombres la tasa presentó un ascenso desde el año 2010 hasta el 2016 donde alcanza la mayor tasa y luego decrece un poco hasta el 2018, y para la mujeres se presenta un tipo de zigzag desde el año 2010 hasta el año 2015 donde alcanza la mayor tasa y luego decrece hasta el año 2018. Con respecto a la causa específica de mortalidad

se evidenció que la primera causa de muerte cardiovascular corresponde a enfermedades isquémicas del corazón, las cuales presentaron un incremento de la tasa en un 19 %, durante el período de estudio (este aumento se presentó desde el año 2014 hasta el año 2018); a esta causa le siguen las enfermedades cerebrovasculares, las enfermedades hipertensivas y las enfermedades de la circulación cardiopulmonar. En el análisis por causa específica por género se evidenció un comportamiento análogo al general para cada género, sin embargo, se manifiesta una diferencia muy significativa, donde la mortalidad por enfermedades isquémicas en los hombres esta alrededor de 20 puntos porcentuales por encima de la tasa de las mujeres.

La suavización de las razones estandarizadas de mortalidad (REM) redujeron la variabilidad de los riesgos en los municipios más pequeños, permitiendo identificar los verdaderos municipios con riesgos altos y bajos, donde los municipios de mayor riesgo cardiovascular fueron Buenaventura en la zona Pacífica, Calima ubicada en el centro del departamento y Argelia, El Cairo, El Águila y La Unión, al norte; los altos riesgos podrían relacionarse con situaciones o factores desfavorables que son desencadenaos por la exclusión en comparación con las ciudades grandes; cabe mencionar que según en el informe regional de desarrollo humano PNUD (2018), 32 municipios del departamento se encuentran por debajo de la media del Índice de Desarrollo Humano (IDH) y particularmente Buenaventura, Argelia, El Cairo y El Águila están dentro de los 8 municipios con IDH más bajos: el municipio de Buenaventura es el más vulnerado, con las tasas más altas de abstinencia alimenticia en adultos mayores, menor cobertura en aseguramiento, régimen subsidiado y contributivo, etc. En cuanto a los municipios de menor riesgo, se encuentran Jamundí, Florida, y Ginebra al sur del departamento y Roldanillo al norte.

Los índices I de Moran, IEB y C de Geary a nivel global mostraron autocorrelación espacial, específicamente a nivel local se identificaron grupos entre los municipios de El Cairo, Argelia y Versalles ubicados geográficamente en el norte del departamento del Valle del Cauca, estos municipios se caracterizaron por presentar riesgos poblacionales de mortalidad cardiovascular altos, cabe mencionar que el municipio de El Cairo es predominantemente rural a diferencia de la mayoría de los municipios del Valle del Cauca, por lo que es un población que carece de infraestructura y calidad en los servicios de salud (Grupo ASIS, 2020); para el caso de los municipios de Argelia y Versalles, su urbanización es alrededor del 50 %, donde además no cuentan con un cubrimiento total de servicios básicos como alcantarillado y acueducto (Grupo ASIS, 2020). Por otra parte, los municipios de Yumbo y Ginebra fueron estadísticamente significativos respecto al riesgos de mortalidad cardiovascular, caracterizados por presentar riesgos bajos durante el período de estudio, estos municipios esta ubicados en el sur y centro del departamento.

Finalmente, las técnicas de estadística espacial a partir de las pruebas de autocorrelación

fueron capaces de resumir el patrón espacial de la mortalidad cardiovascular, haciendo más factible el entendimiento, cabe destacar que los índice I de Moran e IEB son sensibles a valores extremos de las REM, dado que la similitudes son calculadas a partir de la media general de los riesgos, por lo tanto, el índice C de Geary es entonces la prueba más óptima para evaluar la autocorrelación espacial dado que evalúa la similitud respecto al valor de su vecino.

6.2. Recomendaciones

Se recomienda hacer estudios futuros donde se involucren factores de riesgo externos que puedan influenciar en las enfermedades crónicas, tales como variables socioeconómicas, culturales, ambientales, entre otras, ya que la mortalidad está asociada a las condiciones de vida, entre mejores sean estas, se adoptan conductas y hábitos más saludables que las comunidades que viven en condiciones de mayor pobreza.

Además, de recomienda también, estudiar la mortalidad en las zonas periféricas y rurales de los municipios del Valle del Cauca, ya que estos presentan una brecha grande con las áreas urbanas respecto a las condiciones socioeconómicas, atención médica, entre otras.

En estudios futuros se recomienda aplicar otros tipos de medidas de distancia que tengan en cuenta el coste adicional de recorrido al moverse entre áreas muy lejanas, ya que por lo general se presentan entre una y otra área colinas, pendientes, curvas, etc. Una opción podría ser la distancia de ruta o carretera.

En futuros estudios se podrían incluir variables que den información de lugar de labor, ya que si bien las características del lugar donde viven las personas pueden ser factores importantes en el desencadenamiento de la mortalidad cardiovascular, las exposiciones de las personas no solo se presentan en el lugar donde residen, sino también en donde pasan su mayor tiempo, un caso particular son las personas que viven en municipios cercanos a grandes ciudades como por ejemplo Cali y diariamente se desplazan a estudiar o trabajar.

Bibliografía

Alcaldía de Santiago de Cali (2004). *Datos del Valle del Cauca y Santiago de Cali*. Disponible: https://www.cali.gov.co/gobierno/publicaciones/227/datos_de_cali_y_el_valle_del_cauca/.

Altamirano, A., Moreno, S., and Berdugo, A. (2000). Principales medidas en epidemiología. *Salud Pública de México*, 42(4):337–348.

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

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

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

Barcelo, A., Saez, M., Cano, G., Martínez, M., Martínez, J., Borrell, C., Ocaña, R., Montoya, I., Calvo, M., Abente, G., Rodríguez, M., Toro, S., Alcalá, J., Saurinaa, C., Sánchez, P., and Figueiras, A. (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.

Bonita, R., Beaglehole, R., and Kjellström, T. (2008). *Epidemiología básica*, pages 19–29. Organización Panamericana de la Salud.

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

Corella, D. and Ordovás, J. (2007). Genes, dieta y enfermedades cardiovasculares. *Revista Investigación y ciencia*, pages 74–83.

DANE (2015). Sistema de registro civil y estadísticas vitales, certificados de nacido vivo y defunción certificación de causas Disponible: http://www.saludcapital.gov.co/DSP/COVES/2016/Julio/Presentaciones/2.%20EEVV_causas_def._2016.pdf.

Fatima, P., Ferreira, S., Correia, I., and Castro, A. (2010). Spatial epidemiology: New approaches to old questions. *Salud Pública y Epidemiología en Odontología*, 29(63):47–65.

Garcia, A. and Villamizar, L. (2018). Análisis espacial en epidemiología: revisión de métodos. *Revista de la Universidad Industrial de Santander*, 50(4):358–364.

Giraldo, R. (2011). Notas de clase: Estadística espacial. *Universidad Nacional de Colombia - Bogotá*.

Gobernación del Valle del Cauca (2018). El departamento: Mapas y territorios. Disponible: `https://www.valledelcauca.gov.co/publicaciones/60137/mapas-y-territorios/`.

González, M. (2015). Modelos extendidos para el análisis espacial en epidemiología del cáncer. *Tesis de Maestría. Universidad Nacional de Córdoba*.

Grupo ASIS (2020). Análisis de situación de salud 2020 con el modelo de los determinantes sociales de salud. *Ministerio de Salud y Protección Social*.

Gómez, D., Prieto, M. E., Mellado, A., and Moreno, A. (2015). Análisis espacial de la mortalidad por enfermedades cardiovasculares en la cuidad de Madrid, España. *Revista Española de Salud Pública*, 89(1):27–37.

Gómez, L. (2011). Las enfermedades cardiovasculares: un problema de salud pública y un reto global. *Biomédica Instituto Nacional de Salud*, 31(4):469–473.

Hernández, A., Díaz, D., Espinoza, D., and Vilcarromero, S. (2016). Análisis espacial de la mortalidad distrital por enfermedades cardiovasculares en las provincias de Lima y Callao. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública*, 33(1):185–186.

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

Last, J. (1989). *Diccionario de Epidemiología*. Alvat Editores.

Lawson, A. B. (2006). *Statistical Methods in Spatial Epidemiology*. John Wiley & Sons.

López, G. and Ibañéz, C. (2001). *Aplicación de técnicas de análisis espacial a la mortalidad por cáncer en Madrid*. Documento Técnico de Salud Pública. Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid.

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.

Ministerio de Salud y Protección Social (2009). 'causas de muerte'. Disponible: https://www.valledelcauca.gov.co/loader.php?lServicio=Tools2&lTipo=viewpdf&id=23380#:~:text=%E2%80%9CEs%20la%20enfermedad%20o%20lesi%C3%B3n,condujeron%20directamente%20a%20la%20muerte%E2%80%9D.&text=%E2%80%9CLas%20circunstancias%20del%20accidente%20o,que%20produjo%20la%20lesi%C3%B3n%20fatal%E2%80%9D.

Ministerio de Salud y Protección Social (2013). Guía metodológica. observatorio de salud cardiovascular, diabetes y enfermedad crónica renal. Disponible: https://www.minsalud.gov.co/sites/rid/Lists/BibliotecaDigital/RIDE/VS/ED/GCFI/OERCAV_001%2022.10.2013%20v1.pdf.

Ministerio de Salud y Protección Social (2020). Enfermedades cardiovasculares. Disponible: https://www.minsalud.gov.co/salud/publica/PENT/Paginas/enfermedades-cardiovasculares.aspx.

Observatorio Nacional de Salud (2013). Segundo informe: Mortalidad 1998-2011 y situación de salud en los municipios de frontera terrestre en Colombia. *Imprenta Nacional de Colombia*, pages 19–46.

Organización Mundial de la Salud (2017). Enfermedades cardiovasculares. Disponible: https://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/cardiovascular-diseases-(cvds).

Organización Mundial de la Salud (2018). Enfermedades no transmisibles. Disponible: https://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/noncommunicable-diseases.

Organización Panamericana de la Salud (2002). La estandarización: un método epidemiológico clásico para la comparación de tasas. *Boletín Epidemiológico*, 23(3):9–12.

Organización Panamericana de la Salud (2017). Lineamientos básicos para el análisis de la mortalidad.

PNUD (2018). Hacia un Valle del Cauca incluyente y pacífico: informe regional de desarrollo humano. *Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo*, pages 35–62.

Pérez, M. and Achcar, J. (2020). Desigualdades socioeconómicas en la mortalidad por enfermedades cardiovasculares: Región Pacífico de Colombia, 2002-2015. *Ciencia & Saude Coletiva*, 26:5201–5214.

Rahnama, M. and Shaddel, L. (2019). Los espacios verdes urbanos se asocian espacialmente con la ocurrencia de enfermedades cardiovasculares en mujeres de Mashhad: un análisis espacial de los factores que influyen en su presencia en los espacios verdes urbanos. *Revista de Salud Urbana*, 96(5):653–668.

Red Española de Registros de Cáncer (2019). 'Glosario'. REDECAN. Disponible: https://redecan.org/redecan.org/es/pagee954.html?id=204&title=glosario.

Schabenberger, O. and Gotway, C. (2005). *Stadistical Methods for Spatial Data Analysis*. CRC press.

Schabenberger, O. and Pierce, F. (2001). *Contemporary Statistical Models for the Plant and Soil Sciences*. CRC Press.

Servicio Gallego de Salud (2014). Ajuste de tasas. SERGAS. https://www.sergas.es/Saude-publica/Documents/1895/Ayuda_Epidat_4_Ajuste_de_tasas_Octubre2014.pdf.

Siabato, W. and Guzmán, J. (2018). La autocorrelación espacial y el desarrollo de la geografía cuantitativa. *Revista Colombiana de Geografía*, 28(1):1–22.

Silva, L. C., Benavides, A., and Vidal, C. (2003). Análisis espacial de la mortalidad en áreas geográficas pequeñas. El enfoque bayesiano. *Revista Cubana de Salud Pública*, 29(4):314–322.

Soares, P. and Nascimento, L. (2010). Análisis espacial de las internaciones por enfermedades del corazón en el Valle de Paraíba. *Archivos Brasileños de Cardiología*, 94(6):728–734.

Sokal, R., Oden, N., and Thomson, B. (1998). Local spatial autocorrelation in a biological model. *Geographical Analysis*, 30(4):331–354.

Sánchez, A. G., Bobadilla, M. E., Dimas, B., Gómez, M., and González, G. (2016). Enfermedad cardiovascular: primera causa de morbilidad en un hospital de tercer nivel. *Revista Mexicana de Cardiología*, 27(3):137–142.

Tobler, W. (1970). A computer movie simulating urban growth in the detroit region. *Economic Geography*, 46.

Valvuena, A. M. and Rodriguez, L. A. (2018). Análisis espacial en epidemiología: revisión de métodos. *Revista de la Universidad Industrial de Santander Salud*, 50(4):358–364.

Waller, L. and Gotway, C. (2004). *Applied Spatial Statistics for Public Health Data*, volume 368. John Wiley & Sons.

Zuur, A., Ieno, E., and Smith, G. (2007). *Analysing Ecological Data*. Wiley-Interscience.

A. Anexo: Vecinos cercanos

Tabla A-1.: vecinos cercanos de cada municipio

Municipio	Vecinos
001 - Cali	109, 130, 233, 364, 377, 520, 892
020 - Alcalá	147, 845
036 - Andalucía	113, 616, 828, 834
041 - Ansermanuevo	054, 147, 243, 246, 823
054 - Argelia	041, 246, 823, 863
100 - Bolivar	113, 250, 622, 828, 895
109 - Buenaventura	001, 126, 233, 364
111 - Buga	248, 306, 318, 670, 834, 890
113 - Bugalagrande	036, 100, 736, 828, 834, 895
122 - Caicedonia	736
126 - Calima - Darien	109, 233, 377, 606, 616, 890
130 - Candelaria	001, 275, 520, 563
147 - Cartago	020 041, 497, 823, 845
233 - Dagua	001 109, 126, 377
243 - El Águila	041, 246
246 - El Cairo	041, 054, 243, 863
248 - El Cerrito	111, 306, 318, 520, 869, 890
250 - El Dovio	100, 400, 622, 863
275 - Florida	130, 563
306 - Ginebra	111, 248, 318
318 - Guacari	111, 248, 306, 890

Municipio	Vecinos
364 - Jamundí	001, 109
377 - La Cumbre	001, 126, 233, 606, 869, 892
400 - La unión	250, 403, 497, 622, 823, 863
403 - La Victoria	400, 497, 622, 895
497 - Obando	147, 400, 403, 823
520 - Palmira	001, 130, 248, 563, 869, 892
563 - Pradera	130, 275, 520
606 - Restrepo	126, 377, 869, 890
616 - Riofrío	036, 126, 828, 834, 890
622 - Roldanillo	100, 250, 400, 403, 895
670 - San Pedro	111, 834, 890
736 - Sevilla	113, 122, 834, 895
823 - Toro	041, 054, 147, 400, 497, 863
828 - Trujillo	036, 100, 113, 616
834 - Tulua	036, 111, 113, 616, 670, 736, 890
845 - Ulloa	020, 147
863 - Versalles	054, 246, 250, 400, 823
869 - Vijes	248, 377, 520, 606, 890, 892
890 - Yotoco	111, 126, 248, 318, 606, 616, 670, 834, 869
892 - Yumbo	001, 377, 520, 869
895 - Zarzal	100, 113, 403, 622, 736

B. Anexo: Tasas de mortalidad cardiovascular

Tabla B-1.: Tasas estandarizadas de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca por año, con los respectivos intervalos de confianza del 95 %.

Año	General		
	Tasa bruta de mortalidad	**Tasa estandarizada por 100.000 hab.**	**IC del 95 %**
2010	159,9543	225,6361	(219,8928 ; 231,5302)
2011	159,2647	218,1366	(212,5909 ; 219,9618)
2012	158,2951	211,0591	(205,6945 ; 216,5265)
2013	166,8354	215,6887	(215,6887 ; 221,145)
2014	171,9102	216,1164	(210,8225 ; 221,4696)
2015	190,2732	232,8563	(227,4836 ; 238,3321)
2016	192,5309	228,9424	(223,7077 ; 234,2756)
2017	194,2405	224,3614	(219,2696 ; 229,5441)
2018	200,7590	225,2998	(220,2629 ; 225,4094)

Tabla B-2.: Tasas estandarizadas de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca por año y género, con los respectivos intervalos de confianza del 95 %.

Año	Hombres			Mujeres		
	Tasa bruta de mortalidad	**Tasa estandarizada por 100.000 hab.**	**IC del 95 %**	**Tasa bruta de mortalidad**	**Tasa estandarizada por 100.000 hab.**	**IC del 95 %**
2010	171,8651	267,9958	(258,4009 ; 277,8661)	149,0891	192,8768	(185,8507 ; 200,1075)
2011	169,7198	256,4775	(247,2566 ; 265,9462)	149,7561	188,4563	(181,6330 ; 195,473)
2012	169,1946	250,2134	(241,2352 ; 259,4579)	148,4069	181,1144	(174,5465 ; 187,839)
2013	174,5981	251,3704	(242,5024 ; 260,4943)	159,8098	188,5768	(181,9848 ; 195,3143)
2014	184,2357	258,2065	(249,3428 ; 267,2662)	160,7883	184,3858	(177,9778 ; 190,9542)
2015	196,8652	269,2574	(260,3663 ; 278,3858)	184,3435	205,2036	(198,5947 ; 211,9963)
2016	208,1229	277,3944	(268,4959 ; 286,5495)	178,5493	193,0040	(186,6964 ; 199,4771)
2017	206,9493	268,1090	(259,4992 ; 276,9434)	182,8745	191,7638	(185,6032 ; 198,1135)
2018	215,5628	271,2808	(271,2808 ; 280,0099)	187,6544	191,4308	(185,3694 ; 197,6522)

Tabla B-3.: Tasas estandarizadas de mortalidad cardiovascular en el Valle del Cauca por año y enfermedad específica, con intervalos de confianza del 95 %

Año	Cardiacas reumáticas crónicas			Hipertensivas		
	Tasa bruta de mortalidad	Tasa estandarizada por 100.000 hab.	IC del 95 %	Tasa bruta de mortalidad	Tasa estandarizada por 100.000 hab.	IC del 95 %
2010	0,4620	0,6367	(0,3433 ; 1,0408)	13,4790	19,5173	(17,8402 ; 21,3073)
2011	0,4058	0,5032	(0,2766 ; 0,823)	16,2322	22,6168	(20,8287 ; 24,5259)
2012	0,2695	0,3406	(0,1000 ; 0,6439)	17,4925	23,7715	(21,9760 ; 25,6798)
2013	0,4032	0,5124	(0,2812 ; 0,8766)	15,5896	20,4859	(18,856 ; 22,2219)
2014	0,1072	0,1382	(0,0000 ; 0,3719)	16,1643	20,5458	(18,9241 ; 22,2473)
2015	0,0267	0,0309	(0,0000 ; 0,1860)	18,3032	22,6079	(20,9282 ; 24,3476)
2016	0,0532	0,0630	(0,0000 ; 0,2719)	15,0107	18,0270	(16,5855 ; 19,5575)
2017	0,1060	0,1118	(0,0000 ; 0,3219)	13,8365	16,1063	(14,7508 ; 17,5773)
2018	0,0000	0,0000	(- ; -)	15,5137	17,5096	(16,1224 ; 18,968)

Año	Isquémicas del corazón			De la circulación cardiopulmonar		
	Tasa bruta de mortalidad	Tasa estandarizada por 100.000 hab.	IC del 95 %	Tasa bruta de mortalidad	Tasa estandarizada por 100.000 hab.	IC del 95 %
2010	76,5802	107,8035	(103,8378 ; 111,862)	11,6854	16,0232	(14,5322 ; 17,6569)
2011	76,5347	104,9232	(101,0749 ; 108,8628)	12,6881	17,0106	(15,4995 ; 18,6620)
2012	76,3849	101,7589	(98,0319 ; 105,5693)	12,8566	16,7560	(15,2820 ; 18,3450)
2013	81,4690	105,4086	(105,4086 ; 109,2659)	12,9824	16,4272	(14,9973 ; 17,9790)
2014	83,7704	105,4995	(101,8051 ; 109,2916)	15,0385	18,5322	(17,0471 ; 20,1494)
2015	98,3029	120,2877	(116,4076 ; 124,2461)	14,2418	17,1428	(15,7070 ; 18,6856)
2016	106,3790	126,5433	(122,6612 ; 130,5593)	13,1743	15,4973	(14,1760 ; 16,9091)
2017	111,2218	128,5932	(124,7248 ; 132,5633)	14,1015	16,0282	(14,6824 ; 17,4818)
2018	114,2657	128,2164	(124,4092 ; 132,0714)	14,2537	15,8509	(14,5246 ; 17,2454)

Año	Paro cardiaco			Insuficiencia cardiaca		
	Tasa bruta de mortalidad	Tasa estandarizada por 100.000 hab.	IC del 95 %	Tasa bruta de mortalidad	Tasa estandarizada por 100.000 hab.	IC del 95 %
2010	0,0272	0,0372	(0,0000 ; 0,2719)	6,3590	8,9818	(7,8643 ; 10,2436)
2011	0,2164	0,2760	(0,1000 ; 0,5829)	6,2764	8,6640	(7,5842 ; 9,8873)
2012	0,0809	0,1020	(0,0000 ; 0,3219)	5,2828	7,0318	(6,0620 ; 8,1060)
2013	0,1075	0,1354	(0,0000 ; 0,3719)	5,2413	6,8509	(5,9055 ; 7,9050)
2014	0,0000	0,0000	(- ; -)	4,6375	5,8366	(5,0027 ; 6,7790)
2015	0,0000	0,0000	(- ; -)	4,3019	5,2921	(4,5247 ; 6,1941)
2016	0,0000	0,0000	(- ; -)	4,1253	4,9246	(4,1570 ; 5,7923)
2017	0,0000	0,0000	(- ; -)	4,1085	4,7329	(3,9952 ; 5,535)
2018	0,0000	0,0000	(- ; -)	4,8562	5,4820	(4,7062 ; 6,3279)

Año	Cerebrovasculares			Aterosclerosis		
	Tasa bruta de mortalidad	Tasa estandarizada por 100.000 hab.	IC del 95 %	Tasa bruta de mortalidad	Tasa estandarizada por 100.000 hab.	IC del 95 %
2010	44,7035	63,3423	(60,2946 ; 66,4962)	0,1631	0,2442	(0,1000 ; 0,5329)
2011	41,7167	57,1484	(54,3367 ; 60,1036)	0,1353	0,1889	(0,0500 ; 0,4478)
2012	40,9416	54,7186	(52,016 ; 57,5626)	0,1887	0,2667	(0,1000 ; 0,5329)
2013	45,1291	58,3004	(55,523 ; 61,1871)	0,3225	0,4302	(0,2401 ; 0,7439)
2014	45,6247	57,3537	(54,6352 ; 60,1683)	0,1608	0,2038	(0,0500 ; 0,4527)
2015	48,5235	59,5001	(56,8024 ; 62,2874)	0,2672	0,3296	(0,1000 ; 0,5939)
2016	47,2145	56,1503	(53,5744 ; 58,8208)	0,2129	0,2478	(0,1000 ; 0,4829)
2017	45,1673	52,2543	(49,7852 ; 54,8116)	0,2121	0,2521	(0,1000 ; 0,4829)
2018	44,9660	50,5319	(48,1505 ; 52,9982)	0,0525	0,0586	(0,0000 ; 0,2719)

Año	Otras enf. del sistema circulatorio		
	Tasa bruta de mortalidad	Tasa estandarizada por 100.000 hab.	IC del 95 %
2010	6,4949	9,0500	(7,9243 ; 10,2978)
2011	5,0590	6,8055	(5,8343 ; 7,8422)
2012	4,7976	6,3130	(5,4147 ; 7,3425)
2013	5,5907	7,1377	(6,1998 ; 8,1637)
2014	6,4068	8,0066	(7,0050 ; 9,0718)
2015	6,3059	7,6651	(6,7041 ; 8,7361)
2016	6,3609	7,4890	(6,5489 ; 8,4907)
2017	5,4869	6,2827	(5,4632 ; 7,1866)
2018	6,8512	7,6504	(6,7411 ; 8,6208)

C. Anexo: Mortalidad por ENT

Tabla C-1.: Mortalidad en el Valle del Cauca por Enfermedades no Transmisibles (ENT), período 2010-2018

Rango de edad	Enf. cardiovasculares	Tumores (neoplasias)	Enf. del sistema respiratorio	Enf. del sistema digestivo	Enf. del sistema endocrino	Enf. del sistema genitourinario
0 a 4 años	10 %	10 %	**52 %**	8 %	16 %	4 %
5 - 9 años	12 %	**47 %**	20 %	8 %	9 %	4 %
10 a 14 años	15 %	**49 %**	17 %	9 %	5 %	5 %
15 - 19 años	23 %	**41 %**	20 %	8 %	5 %	3 %
20 - 24 años	22 %	**38 %**	19 %	10 %	8 %	4 %
25 - 29 años	22 %	**40 %**	19 %	9 %	7 %	4 %
30 - 34 años	25 %	**45 %**	13 %	8 %	6 %	3 %
35 - 39 años	29 %	**43 %**	13 %	7 %	6 %	3 %
40 - 44 años	30 %	**45 %**	9 %	7 %	6 %	3 %
45 - 49 años	33 %	**43 %**	8 %	7 %	7 %	3 %
50 - 54 años	35 %	**40 %**	8 %	7 %	7 %	3 %
55 - 59 años	37 %	37 %	8 %	8 %	8 %	3 %
60 - 64 años	38 %	34 %	9 %	7 %	7 %	3 %
65 - 69 años	**40 %**	32 %	10 %	7 %	7 %	3 %
70 - 74 años	**41 %**	29 %	12 %	7 %	7 %	4 %
75 - 79 años	**43 %**	24 %	14 %	7 %	7 %	4 %
80 - 84 años	**46 %**	19 %	16 %	7 %	6 %	5 %
85 - 89 años	**48 %**	16 %	18 %	6 %	6 %	5 %
90 - 94 años	**51 %**	11 %	20 %	5 %	7 %	6 %
95 - 99 años	**53 %**	8 %	22 %	4 %	6 %	6 %
100 y mas	**57 %**	5 %	22 %	4 %	6 %	6 %
	42 %	26 %	14 %	7 %	7 %	4 %