

# Distribución espacial de las hospitalizaciones por enfermedad isquémica del corazón en Chile: 2002-2020

Jorge Cárdenas-Pizarro, Geóg.<sup>(1)</sup> Jorge Gómez-Varas, Mg MT,<sup>(2)</sup> Francisco Maturana-Miranda, PhD Geogr,<sup>(3)</sup> Manuel Fuenzalida-Díaz, PhD Geogr.<sup>(4)</sup>

Cárdenas-Pizarro J, Gómez-Varas J, Maturana-Miranda F, Fuenzalida-Díaz M. Distribución espacial de las hospitalizaciones por enfermedad isquémica del corazón en Chile: 2002-2020. *Salud Publica Mex.* 2023;65:325-333.

<https://doi.org/10.21149/14575>

Cárdenas-Pizarro J, Gómez-Varas J, Maturana-Miranda F, Fuenzalida-Díaz M. Spatial distribution of hospitalizations for ischemic heart disease in Chile: 2002-2020. *Salud Publica Mex.* 2023;65:325-333.

<https://doi.org/10.21149/14575>

## Resumen

**Objetivo.** Analizar la distribución espacial y tendencia temporal de egresos hospitalarios asociados con enfermedad isquémica del corazón (IHD, por sus siglas en inglés) en Chile, para el periodo 2002-2020. **Material y métodos.** Estudio ecológico mixto. Se incluyeron casos de IHD  $\geq 18$  años registrados en Chile entre 2002-2020. Representación cartográfica a nivel comunal según sexo y residencia. Se utilizó autocorrelación espacial aplicando I de Moran local univariado por sexo. Tendencia temporal se evaluó mediante el modelo segmentado de Poisson (JP). **Resultados.** 434 061 casos totales. Se presentan tasas de hospitalización mínimas de 53 por cada 100 000 habitantes para sexo masculino y 32 por cada 100 000 habitantes para sexo femenino. Las tasas máximas determinadas corresponden a 638 por cada 100 000 hab. para sexo masculino y 364 por cada 100 000 hab. para sexo femenino. Las Comunas registran valores de I de Moran para hombres que tienden a dispersarse a medida que avanza el periodo analizado (0.247 a 0.334) y en el caso de las mujeres tienden a agruparse (0.244 a 0.223). Esta tendencia refleja comportamiento de aumento en los rangos etarios de 18 a 24 años y de 25 a 34 años para sexo femenino. **Conclusión.** Existe una transición de tasas bajas a altas durante periodo estudiado. Es posible agrupar comunas con valores altos en la zona Centro y Sur de Chile, y valores bajos en la zona Norte del país. La existencia de hospital, en promedio, afecta las tasas de utilización para ambos sexos.

Palabras clave: sistema cardiovascular; cardiopatía isquémica; egresos hospitalarios; autocorrelación espacial; tendencia; Chile

## Abstract

**Objective.** To analyze the spatial distribution and temporal trend of hospital discharges associated with ischemic heart disease (IHD) in Chile for the period 2002-2020. **Materials and methods.** Mixed ecological study. Cases of IHD  $\geq 18$  years registered in Chile between 2002 and 2020 were included. Cartographic representation at the communal level according to sex and residence. Spatial autocorrelation was used applying local Moran's I. univariate by sex. Time trend was evaluated using the segmented Poisson (JP) model. **Results.** 434 061 total cases. The minimum hospitalization rates were 53 x 100 000 inhabitants for males and 32 x 100 000 inhabitants for females. The maximum rates determined correspond to 638 x 100 000 inhabitants for males and 364 x 100 000 inhabitants for females. Counties register Moran's I. values for men that tend to disperse as the analyzed period progresses (0.247 to 0.334) and in the case of women they tend to cluster (0.244 to 0.223). Trend reflects increasing behavior in the age ranges from 18 to 24 years and from 25 to 34 years for females. **Conclusion.** There is a transition from low to high rates during the period studied. It is possible to group communes with high values in the central and southern zone of Chile, and low values in the northern zone of the country. The existence of a hospital, on average, affects utilization rates for both genders.

Keywords: cardiovascular system; ischemic heart disease; hospital discharges; spatial autocorrelation; trend; Chile

(1) Escuela de Geografía, Universidad Austral de Chile. Valdivia, Región de los Ríos, Chile.

(2) Instituto de Salud Pública, Universidad Austral de Chile. Valdivia, Región de los Ríos, Chile.

(3) Instituto de Ciencias de la Tierra, Universidad Austral de Chile. Valdivia, Región de los Ríos, Chile.

(4) Departamento de Geografía, Universidad Alberto Hurtado. Santiago, Región Metropolitana, Chile.

**Fecha de recibido:** 3 de enero de 2023 • **Fecha de aceptado:** 27 de abril de 2023 • **Publicado en línea:** 14 de julio de 2023

Autor de correspondencia: Jorge Cárdenas-Pizarro. Escuela de Geografía, Universidad Austral de Chile. Edificio Instapanel, Campus Isla Teja, Valdivia, Región de Los Ríos, Chile.

Correo electrónico: [jorge.cardenas01@alumnos.uach.cl](mailto:jorge.cardenas01@alumnos.uach.cl)

Licencia: CC BY-NC-SA 4.0

En Chile, desde la década de los 90 la prevalencia de Enfermedad isquémica del corazón (EIC) se encontraba cercana a cifras de 0.68% en el total de registros de defunciones que acontecieron en el país, equivalente a una tasa de mortalidad correspondiente a 4.7 por cada 100 000 habitantes.<sup>1</sup> En el año 1990 las enfermedades cardiovasculares (ECV) representaban 26.4% de las defunciones registradas en el país, las cuales aumentaron a 28% para el año 2007, donde 30% correspondía a EIC ocurridas previamente al ingreso hospitalario.<sup>2</sup>

En el año 2004 se evidenciaron un total de 7 948 defunciones asociadas con infarto agudo de miocardio (IAM); también se determinaron un total de 12 000 casos relacionados con la incidencia del IAM con elevación del segmento ST, lo que evidenciaba una tasa de letalidad del 50% a nivel anual al momento de presentación inicial de la patología.<sup>3</sup> En el año 2011, el conjunto patológico asociado con EIC se volvió uno de los problemas más importantes en salud pública y la segunda causa de muerte para ambos sexos, equivalente a una tasa anual de mortalidad correspondiente a 43.1 por cada 100 000 habitantes, según el Ministerio de Salud.<sup>4</sup> Entre los años 2008 y 2016 se registraron 132 784 egresos hospitalarios asociados con esta patología y se registró una letalidad extra e intrahospitalaria de 40.2%.<sup>5</sup>

La alta mortalidad por esta afección depende de una serie de factores no modificables, como el sexo y la edad, este último reconocido como fundamental. se determina que en pacientes de tramo etario mayor, la presencia de IAM posee un porcentaje significativamente alto debido al aumento de factores de riesgo y a la insuficiencia de la atención hospitalaria que éstos reciben, por lo cual su desenlace es fatal.<sup>6</sup>

Se ha determinado en los últimos años que el comportamiento de diferentes patologías diagnosticadas por los servicios de salud es diferente, puesto que depende de su frecuencia y distribución geográfica, donde la mortalidad por enfermedades cardiovasculares, específicamente EIC, evidencia variaciones.<sup>7</sup>

En el contexto nacional se manifiestan diferentes aportes que relacionan herramientas asociadas con las ciencias geográficas, como las cartografías, y el acercamiento al estudio de enfermedades cardiovasculares, con el fin de intensificar y fortalecer los vínculos entre la epidemiología, la estadística y nuevas posibilidades asociadas con el uso de sistemas de información geográfica.<sup>8</sup>

A partir de lo anterior, este artículo tiene el objetivo de analizar la distribución espacial de los egresos hospitalarios asociados con la EIC en Chile, a nivel multiescalar, para la serie temporal 2002 a 2020, identificando patrones observables en los egresos hospitalarios a partir del conjunto de patologías ya mencionado.

## Material y métodos

El presente estudio se estructuró a partir de un diseño ecológico de tipo mixto que involucra un estudio de series de tiempo combinado con aquel que analiza grupos múltiples, que se caracteriza por observar grupos seleccionados geográficamente, recolectando datos de la variable examinada de forma pasiva.

### Recolección de datos

Para el cálculo de las tasas de egresos hospitalarios se procedió inicialmente a la búsqueda de los registros relacionados con este indicador, dispuestos por el Departamento de Estadísticas e Información de Salud (DEIS). De esta manera, se descargaron las bases de datos correspondientes a la serie temporal de los años 2002 a 2020. Se procesó la información según los criterios de selección correspondientes a variables como localización, tramo etario, sexo registrado y tipo de patología diagnosticada, lo que permitió manipular los casos seleccionados mediante R versión 4.1.0. Se obtuvo un total de 434 061 egresos hospitalarios estratificados según sexo, de los cuales 291 087 son hombres y 142 970, mujeres.

Para el proceso de cálculo de la tasa de egresos hospitalarios se utilizó la proyección de población intercensal correspondiente a los años comprendidos entre 2002 y 2020, considerando para su cálculo el ajuste de población a partir de los periodos censales efectivamente realizados. El manejo de las proyecciones intercensales se realizó a partir de la clasificación según sexo registrado (masculino-femenino) y selección de edades mayores a 18 años.

Se debe distinguir y separar aquellas comunas que poseen registros de casos categorizados como inestables. Para ello, según lo establecido por Bains, se debe determinar el error estándar relativo (RSE), correspondiente a una medida de fiabilidad de una estimación similar a un coeficiente de variación.<sup>9</sup> Se calcularon las tasas de egresos hospitalarios tanto para años individuales como para grupos de años establecidos a través de los quinquenios y cuatrienio en cuestión, haciendo uso de las funcionalidades de Microsoft Excel 18.21, a partir de la ecuación:

$$\text{Tasa} = \frac{\text{N}^\circ \text{ de ventos ocurridos en una población en un periodo de tiempo T}}{\text{Sumatoria de los periodos durante los cuales los individuos de la población libres del evento estuvieron expuestos al riesgo de presentarlo en el mismo periodo}} \times 100\,000$$

Se representó espacialmente la distribución de dicha tasa a partir de la división político-administrativa del país. Para ello, se generó un nuevo archivo de re-

gistro considerando el Código Único Territorial (CUT) correspondiente a cada comuna del marco geográfico. Lo anterior permite manipular y representar, mediante el uso de un archivo vectorial, las tasas de egresos hospitalarios por medio del sistema de información geográfica QGIS versión 3.18.

Adicionalmente, se identificaron las comunas que sí presentan hospitales públicos capaces de prestar servicios de atención cerrada para EIC, con la finalidad de conocer la relevancia de la distribución de las unidades hospitalarias y cómo éstas pueden afectar las tasas de utilización. El universo de 177 hospitales se distribuyó de la siguiente manera: dos comunas con tres hospitales, cuatro comunas con dos hospitales, 163 comunas con un hospital y 174 comunas sin hospitales. De esta forma, se construyeron tres categorías: a) sin hospital; b) con un hospital, y c) con dos o más hospitales.

### Autocorrelación espacial

La autocorrelación espacial permite comprender el grado de asociación que una variable experimenta en el espacio para determinar patrones espaciales y describir un comportamiento.

La tipología de cercanía contemplada en este estudio es aquella que define las unidades geográficas que tienen contigüidad física, enmarcada así en el criterio general de vecindad. Dicho concepto se estableció a través de la formulación de una matriz de contigüidad  $W_{ij}$ , representando el peso espacial entre una unidad  $i$  y  $j$ . El criterio de vecindad establecido para el análisis corresponde a aquel de contigüidad física de orden integrado, considerando tanto al de primer como de segundo orden en el marco geográfico compuesto.

Se decidió aplicar el Índice de Moran Univariado tipo Reina de orden integrado, el cual presenta la particularidad de considerar los valores de las unidades espaciales observando el criterio de vecindad sin examinar el valor de la unidad central para el cálculo, como consecuencia de la diagonal de la matriz de contigüidad formulada que considera la restricción de que una unidad espacial de análisis no es vecina de sí misma.

A partir de lo anterior, se planteó la siguiente ecuación para el cálculo del Índice de Moran Local (LISA, por sus siglas en inglés) univariado:<sup>10</sup>

$$I = \frac{N \sum_i \sum_j W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{W \sum_i (X_i - \bar{X})^2}$$

$N$  corresponde al número de unidades de análisis y  $W = \sum_i \sum_j W_{ij}$  al número total de vecindades. Para la aplicación de la ecuación referida al  $I$  de Moran y para

la expresión visual del comportamiento de las unidades espaciales de análisis, se empleó el software de análisis espacial GeoDa 1.20 para facilitar la aplicación de métodos geoestadísticos asociados con el análisis de datos espaciales exploratorios.

### Análisis estadístico

Para determinar la tendencia de la tasa de hospitalización a nivel nacional, se utilizó un modelo de regresión segmentado de Poisson. Este modelo basa su estructura en el modelo general de regresión lineal de Poisson y se aplica como método de análisis cuando la variable dependiente muestra un comportamiento abruptamente distinto en función del regresor en el análisis estadístico. A cada momento donde el factor de interés reacciona a partir de la variación del factor influyente se le denomina punto de quiebre.

Para este estudio, la tendencia temporal se analizó bajo el método ya mencionado en el que se describe una serie de patrones de evolución temporal de la tasa de hospitalización mediante el uso del software Joinpoint 4.9.1.0. En el modelo se incorporaron las siguientes variables independientes: tiempo (en año calendario), edad establecida a partir de la configuración de siete rangos etarios de los 18 años en adelante y el término de interacción entre el tiempo y los grupos de edad. El modelo se ajustó de la siguiente manera:

$$\ln(y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \text{Grupo de edad} + \beta_2 \times \text{tiempo} + \beta_3 \times \text{Grupo de edad} \times \text{tiempo} + \ln(P)$$

$y_i$  representa el valor de la tasa de hospitalización esperado para  $i$ -ésimo ( $i=1, \dots, 7$ ) grupo de edad en el tiempo  $t$ .  $\beta_0$  es la constante del modelo.  $\beta_1$  corresponde al coeficiente de la edad,  $\beta_2$  corresponde al coeficiente del tiempo y  $\beta_3$  al término de interacción entre el grupo de edad  $i$ -ésimo y el tiempo. El  $\ln(P)$  representa la variable de exposición u *offset*, término adicional que se agrega al modelo debido a que las observaciones se basan en distintos tamaños poblacionales. Tal modelo establece la formulación de una hipótesis que explica la existencia de una evolución lineal del logaritmo neperiano del valor esperado en la tasa cruda en cuestión. Para lo anterior, se emplea una medida resumen expresada como porcentaje de cambio anual (APC) calculada a partir de la siguiente ecuación:<sup>11</sup>

$$PCA = (e^{\beta_2 + \beta_3} - 1) * 100$$

Como resultado de dicho proceso se obtiene una gráfica de cinco segmentos del periodo de años analizados, donde se presenta el comportamiento de cada segmento en función de sus puntos de observación.

## Resultados

En relación con la distribución espacial de la tasa de egresos hospitalarios a nivel nacional para sexo masculino, se observó un agrupamiento de unidades espaciales con valores bajos en la zona Centro del territorio nacional que se desplaza a medida que avanza la serie temporal hacia la zona Norte (figura 1). En cuanto a los valores altos de tasa evidenciados a lo largo del área de estudio, la zona Sur y Austral presentan una permanencia de unidades comunales con valores altos de la variable que se expande a medida que avanza la serie temporal hacia sectores de la zona Sur, como la Región de Los Ríos (figura 1). En relación con el cuatrienio 2017-2020, se observa en la figura 1 una mayor presencia de unidades comunales con tasas altas, contrarias a lo sucedido en el quinquenio 2002-2006, donde la mayoría de las comunas presentan valores de tasa bajas.

En relación con el comportamiento de la tasa de egresos hospitalarios en el ámbito nacional para el sexo femenino, las unidades administrativas comunales presentaron diferentes patrones de agrupamiento de unidades con valores bajos permanentes a lo largo de toda la serie temporal donde destacan principalmente aquellas pertenecientes al cuatrienio 2017-2020 (figura 2). En relación con el quinquenio 2002-2006, se evidencia en la figura 2 un agrupamiento de comunas con valores bajos principalmente representadas en la macrozona Norte, identificadas en la unidad territorial de Chile Chico. Entre los quinquenios 2002-2006, 2007-2011 y 2012-2016 se evidencia una permanencia de unidades comunales en la zona Centro y Sur del territorio nacional con valores altos. Además, se identifican comunas con valores medios en unidades territoriales circundantes a aquellas que poseen valores altos correspondientes a la zona Norte, tal como se aprecia en la figura 2.

En relación con la determinación de patrones espaciales, se aprecia un comportamiento agrupado de unidades comunales correspondientes a tasas de egresos hospitalarios alto-alto para sexo masculino y femenino en la zona Centro-Sur del territorio, correspondientes a la Región Metropolitana, Región del Biobío, La Araucanía y Los Ríos, que tienden a permanecer consolidadas a lo largo de toda la serie temporal. En el periodo cuatrienal 2017-2020 se evidencia el surgimiento de un clúster de comunas con características similares asociadas con la tasa correspondiente a la Región de Aysén para sexo masculino, mientras que para sexo femenino se aprecia el surgimiento de clústeres de unidades espaciales con características similares en relación con la tasa (alto-alto) en locaciones correspondientes a la Región de Magallanes tal como se observa en la figura 3.

Por otro lado, los patrones espaciales vinculados con comunas con tasas bajo-bajo tienden a distribuirse geográficamente en localizaciones pertenecientes a la zona Norte y Centro-Norte del territorio nacional donde, para ambos sexos, el patrón de agrupamiento bajo-bajo es permanente a lo largo de toda la serie. Además, para sexo femenino emergen clústeres de características ya mencionadas en la línea anterior en las regiones de Aysén y Magallanes, respectivamente. Dichos agrupamientos tienden a dispersarse a medida que avanza el periodo analizado para hombres ( $I$  de Moran = 0.334).

Respecto a las mujeres, dicho comportamiento descrito refleja una trayectoria que discrepa de la observada para hombres ya que ésta tiende a agruparse a medida que avanza el periodo analizado ( $I$  de Moran = 0.223). Lo descrito se puede observar en la figura 3.

En relación con el rango etario 18-24 años, se puede observar un comportamiento diferenciado entre sexos. Referido al masculino, el comportamiento asociado con la variable analizada se presenta de manera segmentada para toda la serie temporal, en la cual se expresa una tendencia al aumento de la tasa cruda de hospitalización entre los años 2002 y 2005, evidenciado a través de un APC equivalente a 24.19%.

Por otro lado, entre los años 2005 y 2015 se observa la disminución de la variable en cuestión, con un APC de -7.16% estadísticamente significativo (>95%). Lo mismo ocurre para el tramo temporal 2015-2018, pero con un APC de -0.44% entre 2018 y 2020, aunque con una abrupta disminución de la tasa representada en un porcentaje de cambio anual de -23.92%.

Respecto al sexo femenino, entre los años 2002 y 2005 se evidencia un aumento de la tasa cruda de hospitalización, expresada en un APC de 13.49%. Para el rango temporal 2005-2008 emerge una leve tendencia al aumento, representando un porcentaje de cambio anual (APC) correspondiente a 2.83%. Para los años 2008 a 2015, se presenta una abrupta tendencia a la disminución, expresada en un APC de -22.28%, estadísticamente significativo (>95%). Entre los años 2015-2020, se evidencia una leve tendencia al aumento de la tasa cruda, con un APC de 8.45%.

Para el rango etario 35-44 años, referido al sexo masculino, se muestra una leve tendencia al aumento de la tasa cruda de hospitalización entre los años 2002 y 2004 evidenciada a través de un APC equivalente a 4.61%. Por otro lado, entre los años 2004 y 2014 se observa una disminución constante de la variable en cuestión, presentando un APC de -2.11%, estadísticamente significativo (>95%).

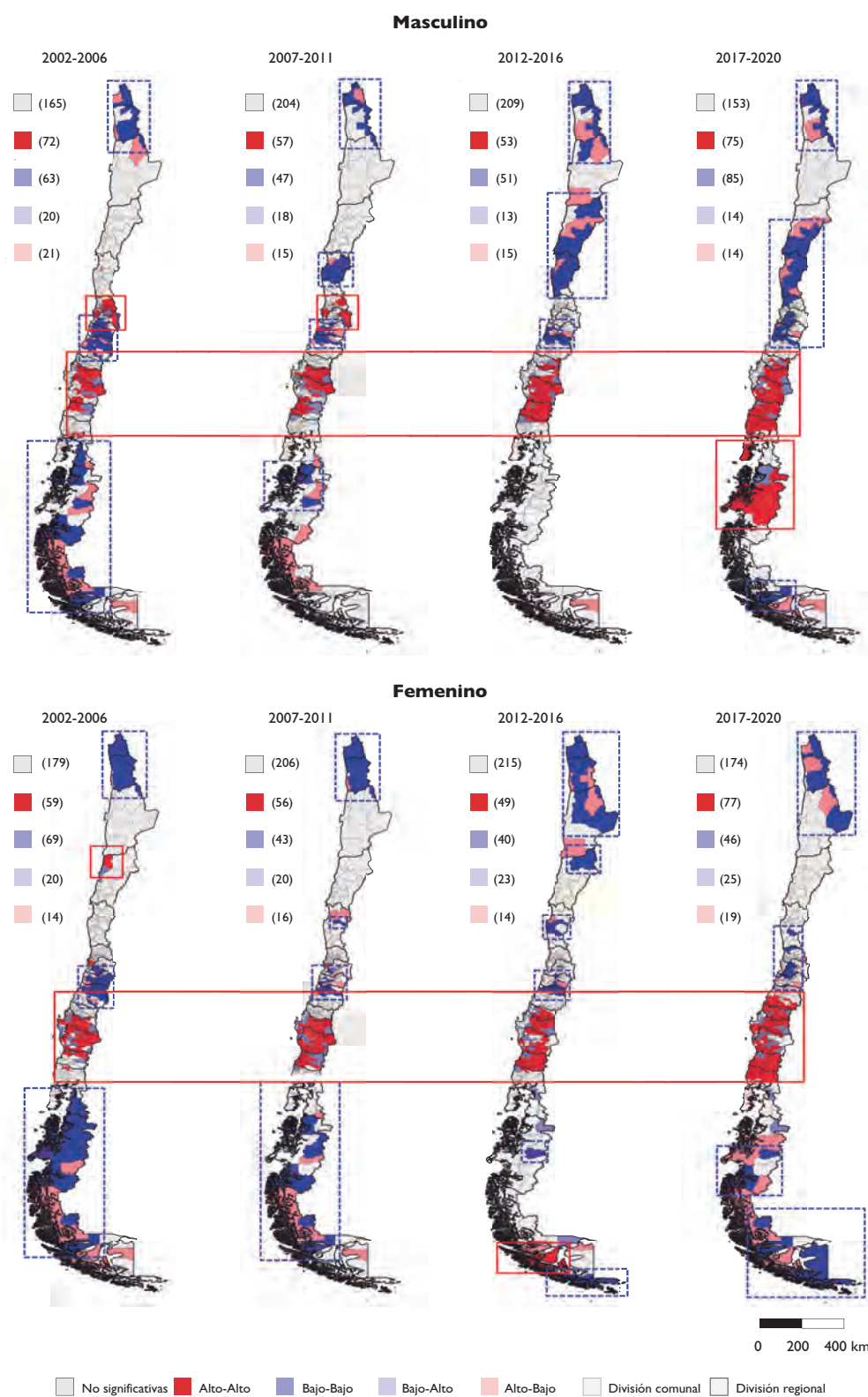
Para el tramo temporal 2014-2017, se eleva levemente la tasa con un APC de 2.75%. Por último, entre los años 2017 y 2020 se evidencia un fuerte descenso de la tasa, con un porcentaje de cambio anual correspondiente



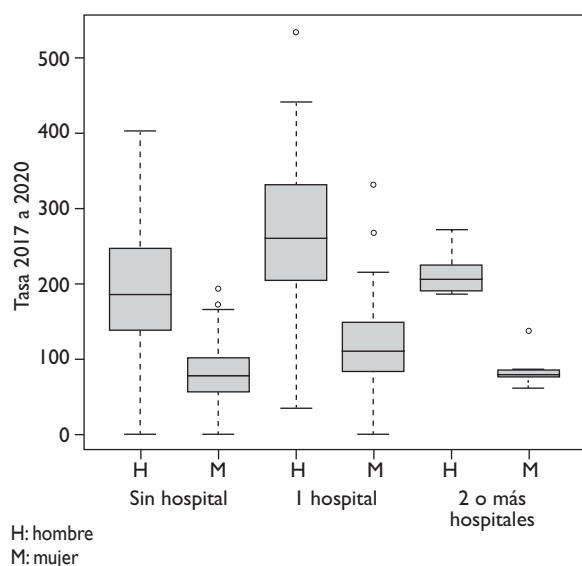
**FIGURA I. DISTRIBUCIÓN ESPACIAL DE LA TASA DE EGRESOS HOSPITALARIOS POR ENFERMEDAD ISQUÉMICA DEL CORAZÓN A ESCALA COMUNAL, PARA SEXO MASCULINO. CHILE, 2002-2020**



**FIGURA 2. DISTRIBUCIÓN ESPACIAL DE LA TASA DE EGRESOS HOSPITALARIOS POR ENFERMEDAD ISQUÉMICA DEL CORAZÓN A ESCALA COMUNAL, PARA SEXO FEMENINO. CHILE, 2002-2020**



**FIGURA 3. DISTRIBUCIÓN DE CONGLOMERADOS ALTO-ALTO (LÍNEA ROJA) Y BAJO-BAJO (LÍNEA AZUL) CORRESPONDIENTE A ENFERMEDAD ISQUÉMICA DEL CORAZÓN. ANÁLISIS UNIVARIADO MEDIANTE EL USO DE I DE MORAN LOCAL EN CHILE PARA AMBOS SEXOS. 2002-2020**



**FIGURA 4. DISTRIBUCIÓN DE LA TASA DE EGRESOS HOSPITALARIOS POR ENFERMEDAD ISQUÉMICA DEL CORAZÓN A ESCALA COMUNAL, POR SEXO Y UNIDADES HOSPITALARIAS. CHILE, 2017-2020**

a -6.32%. En cuanto al sexo femenino, la tasa aumenta entre los años 2002 y 2004 (APC de 9.14%).

Para el rango temporal 2004-2007 la tasa se incrementa levemente con un APC de 0.06%. Por otro lado, entre los años 2007 a 2016, disminuye de manera potente, expresada mediante un APC de -3.83%, estadísticamente significativo (>95%). Entre los años 2016-2020 se evidencia una tendencia constante al aumento de la tasa cruda, representada mediante un APC de 1.64%.

En relación con la distribución de las unidades hospitalarias y cómo estas pueden afectar las tasas de utilización, se puede afirmar que para ambos sexos, en promedio, se produce un mayor uso frente a la existencia del equipamiento hospitalario, lo cual se puede observar en la figura 4. Asimismo, se aprecia que en las 174 comunas donde no existe un hospital, los valores son de 190 para hombres (mín.: 0 y máx.: 403) y de 78 para mujeres (mín.: 0 y máx.: 194). Estos valores se incrementan frente a la existencia de un hospital para 163 comunas, para alcanzar 270 para los hombres (mín.: 34 y máx.: 534) y 118 para las mujeres (mín.: 0 y máx.: 332). Finalmente, para las seis comunas que tienen localizados dos o más hospitales, los valores son de 213 para los hombres (mín.: 186 y máx.: 272) y de 88 para las mujeres (mín.: 62 y máx.: 137).

## Discusión

Emergen los siguientes hallazgos de los resultados presentados en este trabajo: la distribución espacial de

los egresos hospitalarios asociados con la EIC correspondiente al sexo masculino posee ciertas similitudes con lo planteado por Icaza y Nuñez en su *Atlas de mortalidad por enfermedades cardiovasculares en Chile 1997-2003*.<sup>8</sup> Estas similitudes se aprecian en la forma como se estructuran diferentes clústeres de unidades espaciales comunales con altos valores de tasa en locaciones como las regiones de Aysén y Magallanes; asimismo, la zona Centro y Sur Austral concentran la mayoría de las comunas con valores de tasa altos, sin embargo, se debe ser cauteloso a la hora de querer generar una comparativa entre los estudios en cuestión, puesto que el atlas de mortalidad solo analiza registros asociados con las defunciones por ECV, agrupando datos que corresponden a otras patologías que están fuera del alcance de esta investigación.

La distribución espacial de la tasa de egresos hospitalarios se caracteriza por presentar patrones agrupados para el sexo masculino en todas las áreas del país. Dicho patrón coincide con lo planteado por Szot-Meza, donde se expresa que aquellas comunas comprendidas al interior de las regiones de Tarapacá, Metropolitana y Aysén presentarían en años posteriores a 2001 valores de tasas mucho más elevados que las representadas por las otras unidades espaciales regionales.<sup>12</sup>

La distribución espacial de las hospitalizaciones por EIC presenta un patrón agrupado que permite la determinación de clústeres desplazados desde la zona Centro hacia la zona Sur y Austral del país, donde las regiones de Aysén y Magallanes expresan agrupamiento de valores altos para la tasa de egresos hospitalarios.

Por otro lado, se observa un patrón en la tendencia identificada a partir de los diferentes rangos etarios analizados, donde en el rango 75 o más años es de carácter descendente en la tendencia de la tasa de egresos. Asimismo, se presenta una tendencia general a la disminución de la tasa, donde si bien se aprecia una serie de fluctuaciones, deja entrever que para cada rango etario en cuestión los últimos segmentos temporales analizados decaen de manera constante.

También, los resultados permitirían confirmar la existencia de un hospital, ya que posibilita un contacto más directo con la población para brindar respuestas inmediatas a las demandas de salud a través de servicios de atención cerrada y de urgencia.<sup>13,14</sup> Las comunas localizadas en las zonas Centro y Sur del país con una mayor cantidad de población presentan un mayor acceso, lo cual difiere en las zonas marginales urbanas y rurales, cuestión que está en sintonía con los hallazgos observados en otras latitudes como los trabajos de Lazcano-Ponce y colaboradores,<sup>15</sup> Cheng y colaboradores,<sup>16</sup> Pan y colaboradores,<sup>17</sup> y Cano-Fernández y Esteban-Galarza.<sup>18</sup>

Comprender cómo se han ido modificando las necesidades asociadas con la salud y cómo estas varían



a lo largo del tiempo expresa la urgencia de contar con políticas públicas vinculadas en la materia. La relevancia de los estudios asociados con las enfermedades no transmisibles y su comportamiento a lo largo del país permite orientar la distribución de los recursos para subsanar las deficiencias vinculadas con el acceso a la salud y con la cobertura entregada conjuntamente con el sistema integrado a través de sus diferentes infraestructuras.

En relación con las limitaciones encontradas en este trabajo respecto al cálculo de las tasas de egresos hospitalarios, se presenta un sesgo que debe ser considerado al trabajar con registros asociados con la base de datos puesta a disposición por el DEIS. Puesto que los egresos hospitalarios poseen una identificación asociada con el servicio de salud al cual fue derivado el individuo y no donde efectivamente se produjo la patología en cuestión, se puede generar una sobreestimación de la comuna donde se encuentra localizado dicho establecimiento, debido a que es el único dentro de la delimitación administrativa comunal o regional que puede entregar el soporte asistencial necesario para subsanar la enfermedad que se esté estudiando. Por este motivo, esta investigación, para efectos de disminuir el sesgo, utilizó como parámetro de espacialización la comuna de residencia del paciente y no la del servicio de salud, lo cual explica que dichas unidades espaciales no se encuentren sobre ni subestimadas en relación con el valor real asociado con egresos hospitalarios que se vinculan con alguna unidad administrativa.

El actual escenario correspondiente al contexto de salud experimentado en el territorio nacional promueve ejecutar investigaciones que se vinculen con las enfermedades no transmisibles y su impacto a diferentes escalas. Esto se constituye como un insumo relevante para elaborar políticas públicas con base científica y que impacten territorialmente en los espacios locales.

## Financiamiento

Esta investigación fue patrocinada por el proyecto ANID (Agencia Nacional de Investigación y Desarrollo), Fondecyt (Fondo Nacional de Desarrollo Científico y Tecnológico) Regular, Folio 1190874 de la ANID.

*Declaración de conflicto de intereses.* Los autores declararon no tener conflicto de intereses.

## Referencias

1. Marchant E, Pichard A, Casanegra P. Association of coronary artery disease and valvular heart disease in Chile. *Clin Cardiol.* 1983;6(7):352-6. <https://doi.org/10.1002/clc.4960060709>

2. Alonso FT, Nazzal C, Alvarado ME. Mortalidad por cardiopatía isquémica en Chile: quiénes, cuántos y dónde. *Rev Panam Salud Publica.* 2010;28(5):319-25 [citado diciembre 2022]. Disponible en: <https://www.scielosp.org/pdf/rpsp/2010.v28n5/319-325/es>
3. Martínez SA, Nazzal N C, Fajuri NA, Barra L LE, Mayerson GA, Cavada Ch G, et al. Mortalidad post infarto del miocardio en Chile: Comparación de los registros de angioplastia primaria versus trombolisis. *Rev Chil Cardiol.* 2010;29(1):29-36. <https://doi.org/10.4067/S0718-85602010000100003>
4. De la Puente C, Vallejos C, Velásquez M, Soto D, Orellana J. Análisis costo efectividad del stent farmacológico V/S Stent no farmacológico en cardiopatía isquémica en Chile. *Value Heal Reg Issues.* 2012;1(2):156-64. <https://doi.org/10.1016/j.vhri.2012.09.008>
5. Nazzal C, Lefian A, Alonso F. Incidencia de infarto agudo de miocardio en Chile, 2008-2016. *Rev Med Chile.* 2021;149(3):323-9. <http://doi.org/10.4067/s0034-98872021000300323>
6. Ugalde H, Ugalde D, Muñoz M. Infarto agudo al miocardio en el adulto mayor. Características clínicas, evolución hospitalaria y a 5 años plazo. *Rev Med Chil.* 2013;141(11):1402-10. <http://doi.org/10.4067/S0034-98872013001100006>
7. Taucher E. Atlas de Mortalidad de Chile, 2001-2008. *Rev Chil Salud Publica.* 2013;17(3):307-15 [citado diciembre 2022] <https://doi.org/10.5354/0719-5281.2013.28634>
8. Icaza MG, Núñez ML. Atlas de Mortalidad por Enfermedades Cardiovasculares en Chile 1997-2003. Talca: 2006;1-87 [citado diciembre 2022]. Disponible en: [https://drive.google.com/file/d/1mqwEbBTZv9hOI\\_exE\\_hPjHVUJgsWnbf/view?pli=1](https://drive.google.com/file/d/1mqwEbBTZv9hOI_exE_hPjHVUJgsWnbf/view?pli=1)
9. Bains N. Standardization of Rates. *Epidemiol Undergraduates. Public Health Epidemiologists in Ontario (APHEO), 2009* [citado diciembre 2022]. Disponible en: [http://core.apheo.ca/resources/indicators/Standardization%20report\\_NamBains\\_FINALMarch16.pdf](http://core.apheo.ca/resources/indicators/Standardization%20report_NamBains_FINALMarch16.pdf)
10. Siabato W, Guzmán-Manrique J. La autocorrelación espacial y el desarrollo de la geografía cuantitativa. *Cuad Geogr Rev Colomb Geogr.* 2019;28(1):1-22. <https://doi.org/10.15446/rcdg.v28n1.76919>
11. Vidal C, Hoffmeister L, Biagini L. Tendencia de la mortalidad por cáncer de cuello uterino en Chile: aplicación de modelos de regresión joinpoint. *Rev Panam Salud Publica.* 2013;33(6):407-13 [citado diciembre 2022]. Disponible en: <https://www.scielosp.org/pdf/rpsp/2013.v33n6/407-413/es>
12. Szot-Meza J. Mortalidad por infarto agudo al miocardio en Chile: 1990-2001. *Rev Med Chile.* 2004;132(10):1227-33. <http://doi.org/10.4067/S0034-9887200401000011>
13. Ferrada OA, Méndez CA. Implementación de las redes asistenciales de salud en Chile: percepciones de los profesionales de la salud. *Rev Gerenc Polit Salud.* 2012;12(24):100-13 [citado diciembre 2022]. Disponible en: <https://www.redalyc.org/pdf/545/54526806007.pdf>
14. Turner S. 'We are all vulnerable, we are all fragile': COVID-19 as opportunity for, or constraint on, health service resilience in Colombia?. *Public Manag Rev.* 2022;1-22. <https://doi.org/10.1080/14719037.2022.2052944>
15. Lazcano-Ponce E, Schiavon R, Uribe-Zúñiga P, Dilys VV, Suárez-López L, Luna-Gordillo R, Ulloa-Aguirre A. Cobertura de atención del parto en México. Su interpretación en el contexto de la mortalidad materna. *Salud Publica Mex.* 2013;55(Supl.2):S214-24 [citado diciembre 2022]. Disponible en: <https://www.saludpublica.mx/index.php/spm/article/view/5118>
16. Cheng G, Zeng X, Duan L, Lu X, Sun H, Jiang T, Li Y. Spatial difference analysis for accessibility to high level hospitals based on travel time in Shenzhen, China. *Habitat Int.* 2016;53:485-94. <https://doi.org/10.1016/j.habitatint.2015.12.023>
17. Pan H, Zhen L, Jing L. Equity and efficiency in spatial distribution of basic public health facilities: a case study from Nanjing metropolitan area. *Urban Policy and Research.* 2019;37(2):243-66. <https://doi.org/10.1080/08111146.2018.1523055>
18. Cano-Fernández F, Esteban-Galarza M. Equidad en la accesibilidad geográfica a los hospitales. El Caso del País Vasco. *Revista de Estudios Andaluces.* 2021;41:144-72. <https://doi.org/10.12795/rea.2021.i41.08>