



Ciência & Saúde Coletiva

ISSN: 1413-8123

cecilia@claves.fiocruz.br

Associação Brasileira de Pós-Graduação em
Saúde Coletiva
Brasil

Collins da Cunha e Silva, Darllan; Wagner Lourenço, Roberto; Cordeiro, Ricardo Carlos; Donalisio
Cordeiro, Maria Rita

Análise da relação entre a distribuição espacial das morbidades por obesidade e hipertensão arterial
para o estado de São Paulo, Brasil, de 2000 a 2010

Ciência & Saúde Coletiva, vol. 19, núm. 6, enero-junio, 2014, pp. 1709-1719

Associação Brasileira de Pós-Graduação em Saúde Coletiva
Rio de Janeiro, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=63031130008>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica
Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

Análise da relação entre a distribuição espacial das morbidades por obesidade e hipertensão arterial para o estado de São Paulo, Brasil, de 2000 a 2010

Analysis of the relation between the spatial distribution of morbidities due to obesity and hypertension for the State of São Paulo, Brazil, from 2000 to 2010

Darllan Collins da Cunha e Silva ¹

Roberto Wagner Lourenço ¹

Ricardo Carlos Cordeiro ²

Maria Rita Donalisio Cordeiro ²

Abstract The increased prevalence of obesity in many countries in the last decade has resulted in increased morbidity and mortality from hypertension and associated complications. The objective of this work is to analyze the spatial distribution of obesity and hypertension in the state of São Paulo in the period from 2000 to 2010, based on hospital records and admissions from the Hospital Information System of the Unified Health System (HIS - SUS). Coefficients were used for the prevalence of the disease in each municipality averaged out by the empirical Bayesian method, enabling visualization of the spatial pattern of these morbidities in the state. The spatial dependence of these standards was assessed by checking the autocorrelation between the indicators by calculating Moran's Index of Spatial Autocorrelation. Furthermore, the positive correlation (Pearson) between obesity and hypertension was investigated. Data and maps showed clusters of 87 municipalities where there are higher and lower prevalence of hypertension and obesity in the location with marked autocorrelation between neighboring municipalities. The Pearson correlation coefficient found for these municipalities was 0.404 and suggests an association between the morbidities. The spatial analysis techniques proved useful for planning public health actions. **Key words** Spatial autocorrelation, Hypertension, Obesity

Resumo A expansão da obesidade em diversos países do mundo na última década tem resultado no aumento da morbidade e mortalidade por hipertensão arterial e suas complicações. O objetivo deste trabalho é analisar a distribuição espacial da obesidade e hipertensão arterial no estado de São Paulo no período de 2000 a 2010, a partir de registros hospitalares e internação do Sistema de Informações Hospitalares do Sistema Único de Saúde (SIH - SUS). Foram utilizados coeficientes de prevalência das doenças em cada município suavizadas pelo método bayesiano empírico, permitindo uma visualização do padrão espacial dessas morbidades no Estado. Foi explorada a dependência espacial destes padrões verificando a autocorrelação entre os indicadores por meio do cálculo do Índice de Autocorrelação Espacial de Moran. Além disso, estudou-se a correlação positiva (Pearson) entre obesidade e hipertensão. Os dados e os mapas mostraram clusters de 87 municípios onde há maior e menor prevalência de hipertensão e obesidade no espaço com forte autocorrelação entre os municípios vizinhos. O coeficiente correlação de Pearson encontrado para esses municípios foi de 0,404 e sugere associação entre as morbidades. As técnicas de análise espacial mostraram-se úteis para o planejamento de ações de saúde pública.

Palavras-chave Autocorrelação espacial, Hipertensão, Obesidade

¹ Universidade Estadual Paulista Júlio de Mesquita Filho, Campus Experimental de Sorocaba. Av. três de março 511, Alto da Boa Vista. 18.087-180 Sorocaba SP Brasil. darllanamb@yahoo.com.br
² Departamento de Medicina Preventiva e Social, Faculdade de Ciências Médicas, Universidade Estadual de Campinas.

Introdução

A obesidade vem apresentando constante aumento, atingindo na última década níveis alarmantes em diversos países do mundo, relatada em todos os grupos étnicos, faixas etárias e em ambos os sexos. As consequências dessa epidemia de obesidade são muitas, dentre elas, destaca-se a morbidade e a mortalidade por doenças cardiovasculares, em especial, a hipertensão arterial primária¹⁻³.

As razões para a crescente prevalência dessas doenças na população são em parte conhecidas, devendo-se ressaltar o envelhecimento populacional e, concomitantemente, os determinantes ambientais (padrão de atividades físicas e consumo alimentar), os quais contribuem de modo significativo para a elevação da adiposidade corporal²⁻⁵.

Estudos epidemiológicos realizados por Jones et al.⁶ demonstram uma relação linear entre peso corporal e pressão arterial tanto em indivíduos obesos como magros. Stamler et al.⁷ estimaram que um terço dos casos de hipertensão na população norte-americana, guardava alguma relação com a obesidade e, ainda, que obesos tinham três vezes mais risco de desenvolver hipertensão que pessoas não obesas.

Os dados sobre hipertensão e obesidade são fragmentados e esparsos no Brasil, embora identificados como problemas de saúde pública há mais de duas décadas, alguns estudos apresentam prevalências em populações e localidades específicas⁸⁻¹⁰. Nem sempre é possível identificar grupos específicos da população submetidos ao maior risco destas morbidades, pois são poucos os inquéritos de base populacional, somado as dificuldades em identificar os fatores determinantes para essas ocorrências, dificultando a associação dos casos com os determinantes ambientais e a relação dessas entre si^{11,12}.

Submetidas a riscos cumulativos, algumas regiões apresentam também vulnerabilidade social acentuada (baixos níveis de escolaridade, domicílios precários, baixa renda, exposição a riscos ambientais, entre outros). Portanto, a localização destes grupos no espaço permite um maior detalhamento do contexto social e ambiental em que estas exposições ocorrem ao mesmo tempo em que introduz novas variáveis, intrínsecas ao espaço, que podem dificultar sua interpretação. Esse detalhamento do espaço é fundamental para inferências sobre a causalidade de doenças e para o planejamento e implantação de políticas sociais voltadas para os grupos sociais mais vulneráveis¹³.

Vários autores demonstram a importância da aplicabilidade de geotecnologias na identificação da

causalidade e no desenvolvimento de políticas públicas que visem mitigar doenças e agravos à saúde de populações expostas a enfermidades¹⁴⁻¹⁷.

A análise de dados epidemiológicos tem como importante ferramenta os Sistemas de Informações Geográficas (SIG), os quais permitem a captura, o armazenamento, a manipulação, a análise e a exibição de dados georreferenciados, isto é, relacionados a entidades gráficas com representação espacial^{13,18,19}.

A inclusão, a aplicação e a análise de bases de dados georreferenciadas e automatizadas possibilitaram aprimorar a compreensão do espaço na criação e disseminação de doenças e agravos à saúde, constituindo-se mais uma ferramenta do processo de gestão dos riscos e do planejamento em saúde^{18,19}. Além de permitir a integração de informações socioeconômicas, ambientais e demográficas, a fim de captar as desigualdades existentes, sem dissociá-las do espaço territorial²⁰⁻²².

O objetivo deste trabalho é analisar a distribuição espacial da obesidade e hipertensão arterial registrada nas internações hospitalares nos município do estado de São Paulo e verificar se existe correlação entre esses eventos no período de 2000 a 2010.

Materiais e Métodos

Este é um estudo ecológico sobre a distribuição dos coeficientes de prevalência de obesidade e hipertensão arterial nos 645 municípios do Estado de São Paulo, nos anos de 2000 a 2010. Os dados utilizados de obesidade e hipertensão arterial notificados por ano e por local de residência no período de 2000 a 2010 foram obtidos do Sistema de Informações Hospitalares (SIH) presente no banco de dados do Sistema Único de Saúde²³. Nesse estudo, os coeficientes de prevalência de obesidade e hipertensão se referem aos dados de internações hospitalares notificadas. A partir desses registros foram calculados os coeficientes brutos de prevalência de obesidade e hipertensão arterial, segundo a razão entre o número de casos notificados no município dividido pela população do município em cada ano de estudo, por 1000 habitantes^{24,25}.

Os valores dos coeficientes de prevalência foram associados aos respectivos municípios por meio da geocodificação topológica, na qual a cada um dos polígonos que representa um município foram atribuídos valores referentes aos coeficientes de morbidade por obesidade e hipertensão arterial para cada ano estudado.

Uma das dificuldades encontradas para a identificação de grupos dentro de determinadas regiões diz respeito à grande instabilidade devido às áreas com população pequena, isto é, regiões com pequenas populações estão muito mais suscetíveis às flutuações dos coeficientes, devido à ocorrência de poucos eventos por mero acaso do que em regiões populosas. Assim, os coeficientes de prevalência bruta foram ajustados utilizando-se o modelo Empírico Local modificado pelo Método Bayesiano proposto por Marshall¹⁴. Neste modelo, ao invés de se utilizar o coeficiente e a população média global utiliza-se o coeficiente e o número médio de eventos da vizinhança do município, como apresentado a seguir:

$$\hat{\theta}_i = \hat{m}_i + \frac{(\sum_i \frac{n_i (x_i - \hat{m}_i)^2 - \hat{m}_i}{n_i})}{(\sum_i \frac{n_i (x_i - \hat{m}_i)^2 - \hat{m}_i}{n_i} + \frac{\hat{m}_i}{n_i})} \times (x_i - \hat{m}_i) \quad (1)$$

sendo,

$\hat{\theta}_i$ é o coeficiente suavizado para obesidade ou hipertensão;

\hat{m}_i é o coeficiente médio dos municípios vizinhos;

x_i é o coeficiente do município i ;

\bar{n}_i é a população média dos municípios vizinhos;

n_i é a população do município i .

n é o número de pessoas observadas em todas os municípios juntos.

O estimador Bayesiano Empírico Local introduz efeitos espaciais ao se exigir que a prevalência estimada para um determinado município se aproxime de uma média dos municípios vizinhos (considera-se como vizinhança do município i todos os demais que compartilham fronteira com o i -ésimo município) e assim possa adicionar uma suavidade espacial ao modelo.

A partir das prevalências bayesianas de obesidade e hipertensão arterial, foi calculada a média aritmética desses coeficientes referente ao período de 2000 a 2010 da seguinte forma:

$$CBM = \frac{\sum_{i=2000}^{2010} CBi}{N} \quad (2)$$

sendo,

CBM é o valor médio das prevalências Bayesianas para o período pesquisado;

CBi é o valor da prevalência Bayesiana por ano (2000 a 2010);

N é número de anos pesquisados.

Para estimar a variabilidade espacial das prevalências bayesianas para cada município, foi construído antes dos cálculos uma Matriz de Proximidade Espacial de primeira ordem $W_{(n \times n)}^{(1)}$ para um conjunto de n áreas $\{A_1, \dots, A_n\}$, onde cada um dos elementos w_{ij} representa uma medida de proximidade entre A_i e A_j . Neste caso, o critério de vizinhança adotado é o de contiguidade, onde w_{ij} é igual a 1 se A_i faz fronteira com A_j e 0 se a premissa anterior for contrária. Por conveniência, a matriz foi normalizada por linha, ou seja, onde a soma dos ponderadores de cada linha é igual a 1.

A Matriz de Proximidade gerada foi utilizada no cálculo do Índice de Moran Global (GISA) e Local (LISA) para medir a correlação e a dependência espacial entre os municípios e seus respectivos coeficientes de prevalência bayesianos. O índice de Moran Global é uma medida de autocorrelação espacial cuja hipótese nula é de independência espacial, sendo que os valores positivos entre > 0 e 1 indicam correlação direta, ou seja, valor do atributo de um objeto tende a ser semelhante aos valores dos seus vizinhos, enquanto que, valores negativos entre < 0 e -1 indicam uma correlação inversa. Sua equação é apresentada a seguir:

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad \text{para } i \neq j \quad (3)$$

sendo,

I é o índice de Moran Global para obesidade ou hipertensão;

n corresponde ao número de áreas (municípios);

y_i é o valor do atributo considerado na área i ;

y_j é o valor do atributo considerado na área j ;

\bar{y} representa o valor médio do atributo na região de estudo;

w_{ij} são os pesos atribuídos na determinação da matriz de proximidade conforme a conexão entre as áreas i e j .

Uma vez calculado, é importante estabelecer sua validade estatística e, para isso, é utilizado um teste de pseudo-significância. Neste caso, são geradas diferentes permutações dos valores de atributos associados às regiões. Cada permutação produz um novo arranjo espacial, onde os valores estão redistribuídos entre as áreas. Se o valor do índice corresponder a um "extremo" da distribuição simulada, então se trata de valor com significância (p).

Após a análise da autocorrelação global foi verificada a associação espacial dos indicadores

locais das prevalências bayesianas de obesidade e hipertensão por meio do Índice de Moran Local (LISA). Este procedimento foi realizado para agrupar as áreas de maior semelhança espacial evidenciando as tendências em se encontrar prevalências de obesidade e hipertensão similares e seu padrão de distribuição espacial. O indicador local produz um valor específico para cada município, possibilitando assim, a identificação de agrupamentos de municípios com prevalências semelhantes (*clusters*), municípios com prevalências anômalas (*outliers*) e de mais de um regime espacial. Esses procedimentos permitem detectar agrupamentos significativos e os locais onde tais características predominam, apontando assim, potenciais territórios que compartilham outras características epidemiológicas de interesse²⁶. A equação do LISA é apresentada a seguir:

$$I_i = \frac{(y_i - \bar{y}) \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_j - \bar{y})}{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}{n}} \quad (4)$$

sendo,

I_i é o índice de Moran Local;

n corresponde ao número de áreas (municípios);

y_i é o valor do atributo considerado na área i ;

y_j é o valor do atributo considerado na área j ;

representa o valor médio do atributo na região de estudo;

w_{ij} são os pesos atribuídos na determinação da matriz de proximidade conforme a conexão entre as áreas i e j .

Os municípios identificados com autocorrelação pelo índice de Moran Local e coincidentes para as morbidades de obesidade e hipertensão serão usados para a verificação da correlação entre os dados brutos dessas morbidades para o período de 2000 a 2010 através da análise estatística do teste de correlação de *Pearson*²⁷.

O coeficiente de correlação de *Pearson* (r) mede o grau da correlação (e a direção dessa correlação – se positiva ou negativa) entre duas variáveis de escala métrica (intervalar ou de razão). O coeficiente varia de -1 a 1 onde 0 significa que as variáveis independem uma da outra, -1 apresenta uma correlação negativa perfeita, ou seja, quando uma cresce a outra diminui na mesma intensidade e quando o valor é igual a 1 apresenta uma correlação positiva perfeita, portanto as duas variáveis crescem na mesma intensidade²⁷. Para avaliar a significância do teste foi utilizada a distribuição de probabilidade de F para um nível de decisão $\alpha = 0,05$.

As modelagens espaciais e o banco de dados foram manipulados no programa TerraView 4.2.0 e Excel 2010, enquanto que os mapas foram gerados no programa ArcGIS 10.1. O cálculo do coeficiente de correlação de *Pearson* foi executado no BioEstat 5.0.

Resultados

O Gráfico 1 (a e b) indica, respectivamente, os coeficientes de prevalências brutas médias e os coeficientes de prevalências bayesianas médias por morbidade, referentes ao período de 2000 a 2010 para o estado de São Paulo.

Nota-se no Gráfico 1 (a e b) que as prevalências bayesianas médias são ligeiramente mais elevadas que as prevalências brutas médias em, aproximadamente, 20% para os dados de obesidade e 2% para a hipertensão. Os coeficientes de prevalência brutas e bayesianas médias de obesidade apresentaram um aumento nos últimos anos, enquanto que, os coeficientes brutas e bayesianas médios de hipertensão apresentaram uma queda nos últimos anos no período estudado.

A Figura 1 (a, b, c e d) mostra os mapas da distribuição das prevalências bayesianas por morbidade referentes ao período de 2000 a 2010 para os municípios do estado de São Paulo. Considerou-se a média dos coeficientes do estado de São Paulo, o limite superior da primeira classe dos mapas e um desvio padrão foi representado pelo intervalo da segunda e terceira classe dos mapas. Considerando-se os distintos padrões espaciais de incidência de obesidade e hipertensão arterial em São Paulo, foram elaborados mapas temáticos de cada ano do período, entretanto, são apresentados apenas os mapas de 2000 e 2010, para evidenciar a expansão geográfica das morbidades registradas pelos serviços de saúde.

Foi possível verificar a existência de um padrão de correlação de áreas com altas taxas (cinza escuro) próximas das áreas com taxas médio-altas (cinza médio) que, por conseguinte estão próximas das áreas com taxas médias (cinza claro) e assim por diante.

O Gráfico 2 mostra os valores do índice de Moran Global calculado para os coeficientes bayesianos de obesidade e hipertensão no período de 2000 a 2010. Ressalta-se que as prevalências de obesidade apresentaram uma correlação espacial maior que as verificadas por hipertensão.

O Índice de Moran Global calculado para as prevalências bayesianas de obesidade e hipertensão para um número de permutações igual a 99

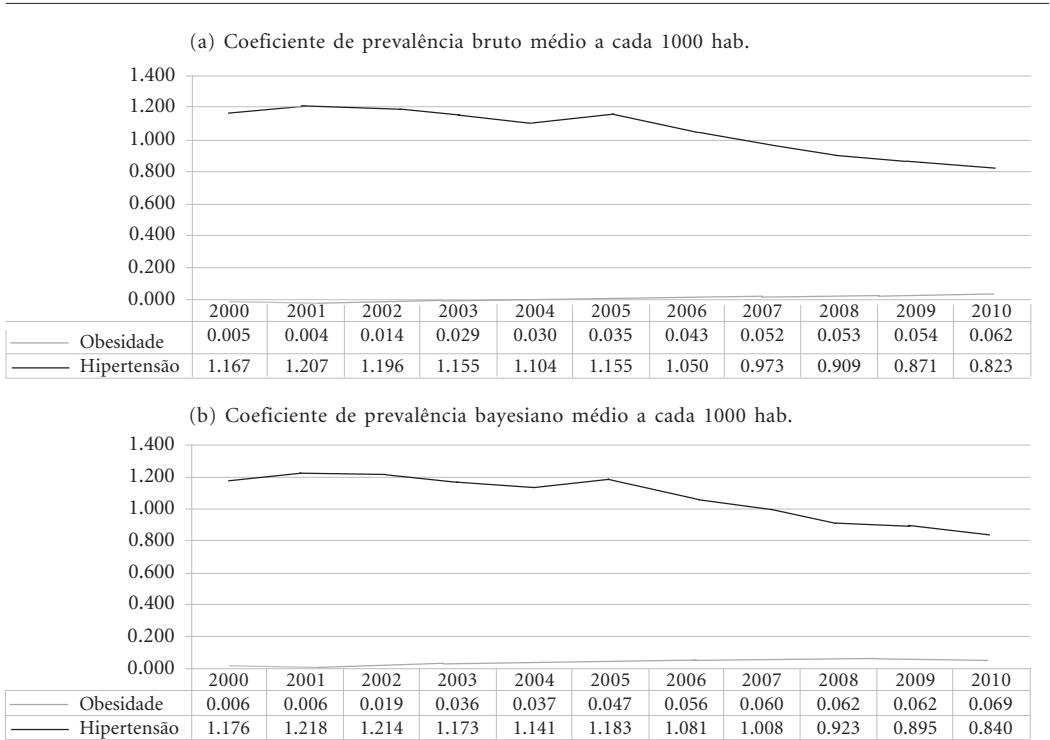


Gráfico 1. Coeficientes brutos médios (a) e bayesianos médios (b) de prevalência de obesidade e hipertensão arterial, Estado de São Paulo, 2000 a 2010.

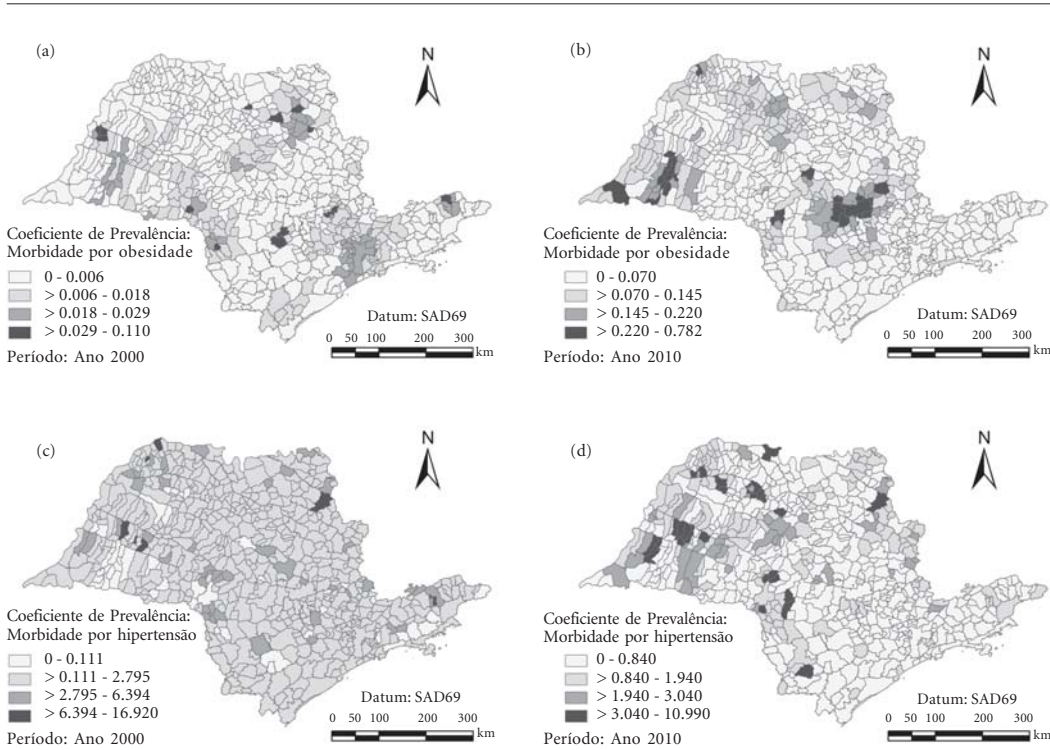


Figura 1. Coeficientes bayesianos de prevalência de obesidade (a e b) e hipertensão (c e d), para os anos 2000 e 2010.

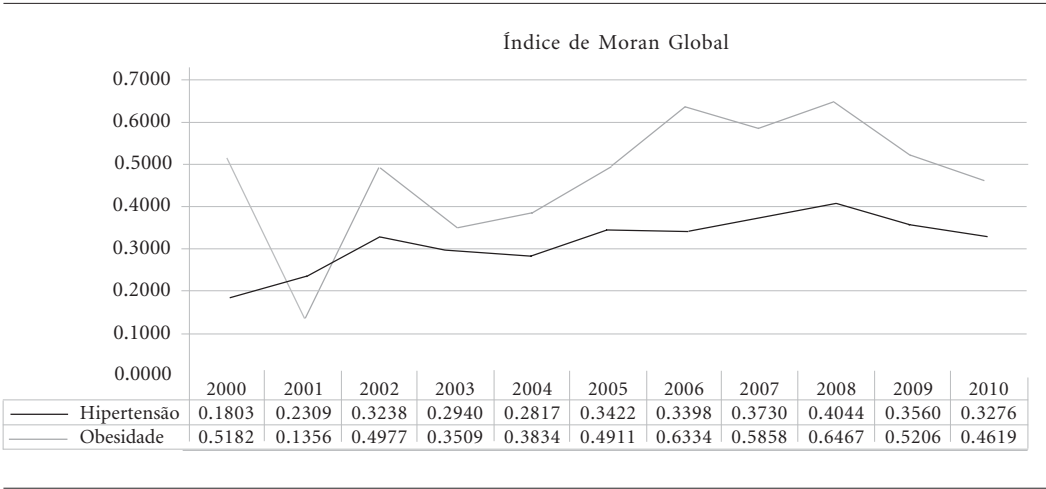


Gráfico 2. Valores do Índice de Moran Global para coeficientes de prevalência bayesianas de hipertensão e obesidade, estado de São Paulo, 2000 a 2010.

indicou a presença de correlação espacial (Gráfico 2), uma vez que os valores do índice foram, em média, superiores a 0,3 com todos os valores de significância iguais a 0,01. Os mapas da Figura 1 (a, b, c e d) demonstram a distribuição espacial dos coeficientes de prevalência das morbidades, onde áreas com maiores ou menores prevalências estão mais próximas.

Para identificar as áreas que apresentam prevalências semelhantes e agrupadas (*clusters*) foi calculado o Índice de Moran Local usando o valor médio do coeficiente bayesiano de hipertensão e obesidade para o período de 2000 a 2010 (Figura 2a e 2b), onde as áreas com valores de significâncias menores que 0,05 são representadas em cinza escuro e indicam autocorrelação espacial, enquanto que as áreas com valores de significâncias maiores que 0,05 são representadas pela cor cinza claro e indicam que não há autocorrelação espacial.

A Figura 2 (a e b) mostra que há áreas localizadas na região noroeste do Estado que apresentam autocorrelação espacial, além disso, nessas áreas há presença de prevalências maiores em comparação a outras regiões para as morbidades estudadas. Em contrapartida, a região litorânea sul também apresentou autocorrelação espacial, porém as prevalências de morbidades são baixas em relação a outras áreas do Estado.

A região central, sul e leste do Estado apresentou correlação espacial para ambas as morbidades e, no caso da obesidade, ressalta-se a presença de autocorrelação espacial alta na região central do Estado, com índice Moran Glo-

bal igual a 0,675 contra 0,387 apresentado pela hipertensão (Gráfico 2).

A distribuição espacial das morbidades (Figuras 2a e 2b) apresenta uma coincidência (ou sobreposição) das áreas com autocorrelação espacial como é mostrado no mapa da Figura 3.

Para verificar se há uma correlação entre morbidades por obesidade e hipertensão entre esses municípios que apresentam autocorrelação espacial foi aplicado um teste de correlação de *Pearson* (*r*) ao valor médio dos dados brutos de morbidades por obesidade e hipertensão para o período de 2000 a 2010 utilizando-se os 87 municípios (Figura 3) que apresentaram autocorrelação espacial pelo cálculo do LISA e sobreposição de áreas entre as morbidades estudadas.

O coeficiente de correlação de *Pearson* (*r*) encontrado foi de 0,404 ou 40,4%, demonstrando que os números de casos de morbidades por hipertensão e obesidade se comportam de forma semelhante. Consta-se pelo coeficiente de determinação (*r*²) que 16,3% da variável dependente (hipertensão) é explicada pela variável preditiva (obesidade), devendo os outros fatores atuarem como preditores do aumento dos casos de hipertensão, uma vez que o valor de F (Regressão) encontrado foi de 16,58 e é muito significativo (*p* = 0.0003), rejeitando-se a hipótese de nulidade. Ou seja, os números de casos de hipertensão sofrem alteração à medida que cresce os de obesidade, assim, essa correlação encontrada entre as morbidades estudadas pode ser considerada estatisticamente significativa para o período estudado.

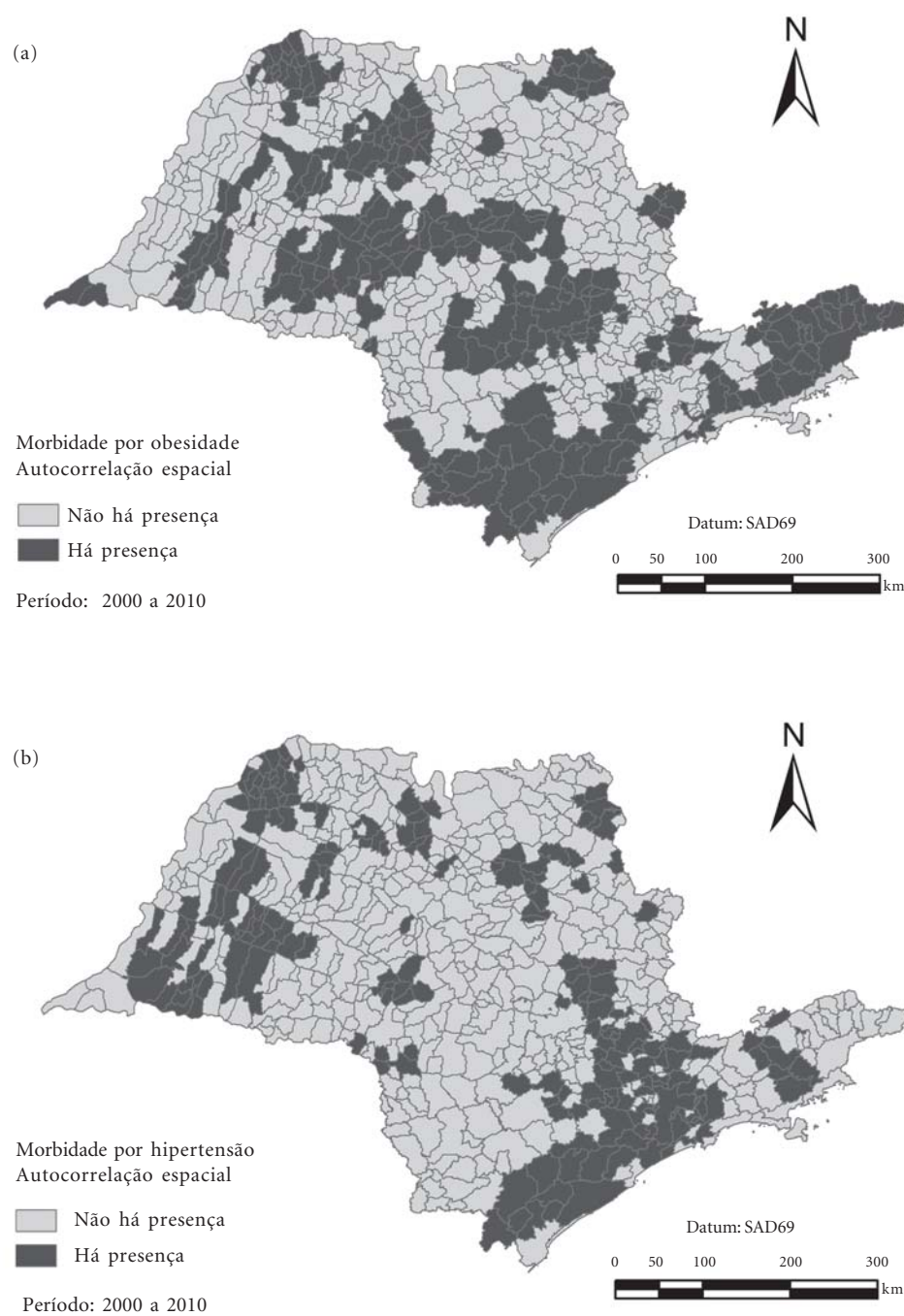


Figura 2. Correlação espacial dos coeficientes de prevalência bayesianos médios de obesidade (a) e hipertensão (b), estado de São Paulo, 2000 a 2010.

Discussão

Os resultados deste estudo permitem supor a associação espacial entre as prevalências de obe-

sidade nos municípios paulistas. Regiões pouco acometidas (litoral e sul) e regiões com maiores prevalências (noroeste e central), com maiores valores no ano de 2010, comparado a 2000. Foi

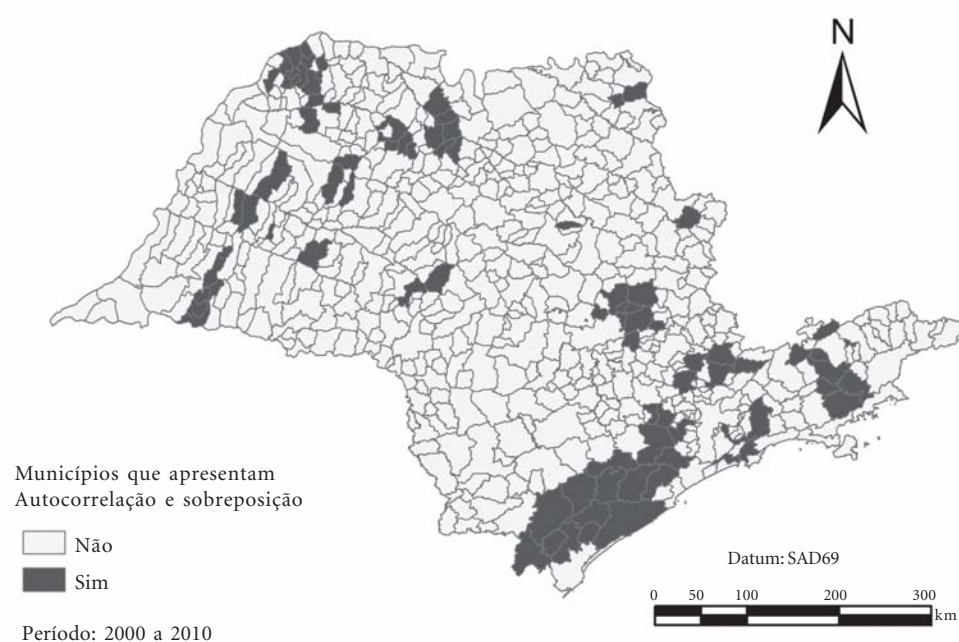


Figura 3. Municípios que apresentam autocorrelação na distribuição espacial e sobreposição entre as morbidades por hipertensão e obesidade para o período de 2000 a 2010.

possível identificar áreas no Estado com maiores prevalências de obesidade e hipertensão arterial.

Vale destacar que se trata de análise de dados secundários, obtidos de bancos oficiais de morbidade, referentes a registros hospitalares, os quais refletem parte da morbidade existente na região. Foram os casos com acesso aos serviços de saúde, registrados e notificados durante a internação. Porém, podem ser considerados marcadores da morbidade local, portanto de interesse para análise de tendências e comparações.

Os resultados deste estudo mostram altos coeficientes de prevalência médios (brutos e bayesianos) de obesidade nos municípios de São Paulo, como observado em outras regiões do país²⁸. A prevalência média de obesidade apresentou tendência de aumento em sete vezes de 2000 a 2010, além de uma expansão do número de municípios com coeficientes maiores que 2 por 10.000 habitantes no período de 2000 a 2010.

Por outro lado, houve um declínio da prevalência de hipertensão arterial para os anos estudados, particularmente a partir de 2005, no estado de São Paulo. Entretanto, no ano de 2010 nota-se aumento do número de municípios com pre-

valências superiores a 2 casos a cada 1000 habitantes. Este declínio pode estar associado a importantes mudanças na política para financiamento da assistência farmacêutica que ocorreram a partir de 2005, como a distribuição gratuita e a diminuição de impostos sobre medicamentos essenciais ao controle da hipertensão, evitando assim internações²⁹. O Plano de ações estratégicas para o enfrentamento das doenças crônicas não transmissíveis (DCNT) no Brasil 2011-2022 relata a expansão da atenção farmacêutica e a distribuição gratuita de medicamentos para hipertensão em 2011 do programa Farmácia Popular/Saúde Não Tem Preço que passou a ofertar medicamentos em mais de 17.500 farmácias privadas cadastradas, sendo que este estudo serve de subsídio a esse programa, uma vez que, podem ser identificadas as regiões que necessitam de uma oferta maior de farmácias cadastradas³⁰.

Neste estudo, a hipertensão arterial supera a obesidade em mais de 10 vezes em todo o período, concentrando-se em aglomerados de municípios nas regiões oeste e noroeste do Estado. No caso dos 87 municípios que apresentaram autocorrelação espacial, as prevalências médias por

hipertensão arterial e obesidade apresentaram um aumento semelhante no período estudado, comprovado no cálculo do coeficiente de Pearson, indicando a necessidade de uma estruturação física e organizacional nesses aglomerados de municípios.

Deve-se destacar que no decorrer dos anos, os registros podem sofrer alterações, resultados de maior cobertura, melhor qualidade nas notificações, bem como diferenças na capacidade diagnóstica dos serviços de saúde. A comparação entre municípios, da mesma forma, pode refletir distintos graus de cobertura e organização do sistema de informações locais. Também, destaca-se que os dados de internação refletem não apenas indivíduos internados, mas também a capacidade técnica, a vontade política e o “interesse” dos serviços de internação em internar. Esses componentes são difíceis, se não impossíveis, de serem individualizados. Essa é uma limitação do método utilizado neste estudo. Some-se a esta mais uma limitação: neste método, o mapeamento das internações está indissoluvelmente ligado ao mapeamento dos serviços de internação. Indivíduos que moram em regiões com maior acesso a serviços de internação têm mais probabilidade de serem internados e aparecerem no estudo do que indivíduos que moram em regiões de menor oferta de serviço.

Em algumas pequenas regiões do oeste e centro do Estado identificam-se clusters de municípios com as maiores prevalências de obesidade, crescentes no decorrer da década, enquanto as regiões sul e litorânea apresentam as menores prevalências tanto de obesidade quanto de hipertensão arterial, variando em média de 0 a 1 caso de cada morbidade estudada a cada 1000 habitantes. As prevalências de obesidade na região noroeste são relativamente elevadas em comparação às verificadas em outras regiões da área de estudo, por exemplo, 11 vezes superior à apresentada na região sul litorânea.

Enquanto a obesidade aumentou e se espalhou pelos municípios paulistas, a prevalência de hipertensão não sofreu alterações marcantes no arranjo espacial na década de estudo. Ressalta-se a maior correlação espacial das prevalências de obesidade que as verificadas na hipertensão arterial, sugerindo semelhanças microrregionais.

A utilização dos indicadores suavizados reduziu as disparidades entre os municípios, particularmente para pequenas cidades com grandes flutuações de notificações, diminuindo assim as variações aleatórias de pequenos números.

A autocorrelação positiva identificada tanto para hipertensão como para obesidade sugerem semelhanças entre os valores dos atributos dos municípios vizinhos. Além disso, pode-se perceber uma correlação positiva entre os coeficientes de prevalências de obesidade e hipertensão indicando uma possível associação entre as morbidades, ou seja, à medida que se verifica um aumento no número de obesos em uma região observa-se um aumento semelhante no número de hipertensos como verificado na Figura 3.

Vale destacar que os dados se referem às morbidades notificadas pelo sistema de informações hospitalares do DATASUS, podendo conter diferenças regionais na notificação e qualidade dos bancos de dados entre os 645 municípios do estado.

Embora não explorados neste trabalho, os padrões culturais e regionais de consumo alimentar e atividades físicas poderiam interferir na ocorrência de aglomerados espaciais de municípios com altas prevalências de ambas as morbidades. Também vale lembrar o impacto dos serviços de saúde por meio de atividades de promoção à prevenção e assistência aos casos de obesidade e hipertensão arterial no estado de São Paulo.

Conclusões

A metodologia aplicada para a análise dos dados de morbidades permitiu comparações no tempo e entre os municípios do Estado, por meio de uma série de índices de associação espacial, gráficos e mapas. A compreensão da dinâmica espacial dos dados deve contribuir para o embasamento de hipóteses que possam explicar a distribuição e a relação espacial destes indicadores.

A autocorrelação positiva indicando uma associação espacial mostra semelhanças entre os valores dos atributos dos municípios vizinhos. Pode-se perceber uma correlação positiva entre os dados de morbidades por obesidade e hipertensão sugerindo uma possível dependência entre o aumento de ambos os casos.

As técnicas empregadas mostraram-se úteis na identificação de agrupamentos contínuos (clusters de municípios), de altos e baixos valores, áreas de transição entre clusters. Também foi possível, avaliar os agrupamentos quanto ao nível de significância da associação espacial, selecionando os agrupamentos mais importantes.

As técnicas de geoprocessamento e análise espacial podem ser úteis na gestão e na tomada de decisão na área de saúde pública.

Colaboradores

DCC Silva participou da revisão bibliográfica, coleta, processamento e análise dos dados e redação final do artigo. RW Lourenço foi responsável pela orientação geral do estudo, participando na definição do desenho metodológico, análise dos dados, discussão e revisão final da redação do artigo. RC Cordeiro e MRD Cordeiro participaram da análise e discussão dos dados e revisão crítica do artigo.

Referências

- Galvão R, Kolnmann Júnior O. Hipertensão arterial no paciente obeso. *Rev Bras Hipertens* 2002; 9(3):262-267.
- Lopes HF. Hipertensão e inflamação: papel da obesidade. *Rev Bras Hipertens* 2007; 14(4):239-244.
- Enes CC, Slater B. Obesidade na adolescência e seus principais fatores determinantes. *Rev Bras Epidemiol* 2010; 13(1):163-171.
- Ferreira SR, Zanella MT. Epidemiologia da hipertensão arterial associada à obesidade. *Rev Bras Hipertens* 2000; 2:128-135.
- Mokdad AH, Ford ES, Bowman BA, Dietz WH, Vinicor F, Bales VS, Marks JS. Prevalence of Obesity, Diabetes, and Obesity-Related Health Risk Factors, 2001. *JAMA* 2003; 289(1):76-79.
- Jones DW, Kim JS, Andrew ME, Kim SJ, Hong YP. Body mass index and blood pressure in Korean men and women: the Korean National Blood Pressure Survey. *J Hypertens* 1994; 12(12):1433-1437.
- Stamler R, Stamler J, Riedlinger WF, Algera G, Roberts RH. Weight and blood pressure. Findings in hypertension screening 1 million americans. *JAMA* 1978; 240(15):1607-1610.
- Costa RF, Cintra IP, Fisberg M. Prevalência de sobrepeso e obesidade em escolares da cidade de Santos, SP. *Arq Bras Endocrinol Metab* 2006; 50(1):60-67.
- Marinho SP, Martins IS, Perestrelo JPP, Oliveira DC. Obesidade em adultos de segmentos pauperizados da sociedade. *Rev Nutr [online]* 2003; 16(2):195-201.
- Silva LR, Horta BL, Gigante DP, Dias-Da-Costa JS, Olinto MTA. Distribuição de obesidade geral e abdominal em adultos de uma cidade no Sul do Brasil. *Cad Saude Publica* 2012; 28(3):438-447.
- Forattini OP. *Epidemiologia geral*. 2ª ed. São Paulo: Artes Médicas; 1996.
- Viacava F. Informações em saúde: a importância dos inquéritos populacionais. *Cien Saude Colet* 2002; 7(4):607-621.
- Barcellos C, Coutinho K, Pina MF, Magalhães MMAF, Paola JCMD, Santos SM. Inter-relacionamento de dados ambientais e de saúde: análise de risco à saúde aplicada ao abastecimento de água no Rio de Janeiro utilizando Sistemas de Informações Geográficas. *Cad Saude Publica* 1998; (14):597-605.
- Marshall R. Mapping disease and mortality rates using empirical bayes estimators. *Statistics in Medicine* 1991; 40(2):283-294.
- Barcellos C, Sabroza PC. The place behind the case: leptospirosis risks and associated environmental conditions in a flood-related outbreak in Rio de Janeiro. *Cad Saude Publica* 2001; 17(Supl.):S59-S67.
- Newsom SWB. Pioneers in infection control: John Snow, Henry Whitehead, the Broad Street pump, and the beginnings of geographical epidemiology. *J Hosp Infect* 2006; 64(3):210-216.
- Cerda LJ, Valdivia CG. John Snow, la epidemia de cólera y el nacimiento de la epidemiología moderna. *Rev Chilena Infectol* 2007; 24(4):331-334.
- Richards TB, Croner CM, Rushton G, Brown CK, Fowler L. Geographic information systems and public health: mapping the future. *Public Health Rep* 1999; 114:359-373.

19. Rushton G. Public health, Gis, and Spatial Analytic Tools. *Annu Rev Public Health* 2003; 24:43-56.
20. Anselin L, Bao S. Exploratory Spatial Data Analysis Linking SpaceStat and ArcView. In: Fischer MM, Getis A, editors. *Recent developments in spatial analysis*. New York: Springer; 1997. p. 35-59.
21. Moore DA, Carpenter TE. Spatial analytical methods and geographic information Systems: Use in Health Research and Epidemiology. *Rev Epidemiol* 1999; 21(2):143-161.
22. Koch T, Denike K. Medical Mapping: The Revolution in Teaching - and Using - Maps for the Analysis of Medical Issues. *Journal of Geography* 2004; 103:76-85.
23. Brasil. Ministério da Saúde (MS). Departamento de Informática do Serviço Único de Saúde (DATASUS). *Informações de morbidades e mortalidades: Sistema de Informações Hospitalares - SIH*. [acessado 2012 jun 10]. Disponível em: <http://www2.datasus.gov.br/DATASUS>
24. Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (SEADE). Informações dos Municípios Paulistas. [acessado 2012 out 12]. Disponível em: <http://www.seade.gov.br/produtos/imp/>
25. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). *Cidades@*. [acessado 2012 out 12]. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/cidadesat/>
26. Anselin L. Local Indicators of Spatial Association-LISA. *Geographical Analysis* 1995; 27(2):93-115.
27. Lira AS, Neto AC. Coeficientes de correlação para variáveis ordinais e dicotômicas derivados do coeficiente linear de Pearson. *Ciência & Engenharia* 2006; 15(1/2):45-53.
28. Neves EB. Prevalência de sobrepeso e obesidade em militares do exército brasileiro: associação com a hipertensão arterial. *Cien Saude Colet* 2008; 13(5): 1661-1668.
29. Helfer AP, Camargo AL, Tavares NUL, Kanavos P, Bertoldi AD. Capacidade aquisitiva e disponibilidade de medicamentos para doenças crônicas no setor público. *Rev Panam Salud Publica* 2012; 31(3): 225-232.
30. Brasil. Ministério da Saúde (MS). *Plano de ações estratégicas para o enfrentamento das doenças crônicas não transmissíveis (DCNT) no Brasil, 2011-2022*. [acessado 2012 jun 17]. Disponível em: http://portal.saude.gov.br/portal/saude/profissional/area.cfm?id_area=1818

Artigo apresentado em 23/08/2013

Aprovado em 27/01/2014

Versão final apresentada em 02/02/2014