

Análise da distribuição espacial da incidência do dengue na cidade de João Pessoa nos anos de 2001 a 2006

Sadraque Enéas de Figueirêdo Lucena, Pedro Rafael Diniz Marinho, Ana Hermínia de Andrade e Silva, Ronei Marcos de Moraes

sadraelucena@gmail.com, pedro.rafael.marinho@gmail.com, ana_herminia@hotmail.com, ronei@de.ufpb.br

Departamento de Estatística – Universidade Federal da Paraíba (UFPB)
Cidade Universitária, s/n, CEP: 58.051-900, João Pessoa, PB, Brasil

INTRODUÇÃO

O dengue é uma doença transmitida pelo vetor *Aedes aegypti* e estima-se que 2,5 bilhões de pessoas ao redor do mundo residam em áreas de risco potencial de transmissão do vírus [1]. No Brasil há registros de infecções todos os anos desde que a doença foi introduzida no país, sendo maior a concentração das notificações no primeiro semestre [2]. Na Paraíba observa-se um estado endêmico no padrão epidemiológico, caracterizado por meses de alta e baixa endemicidade. Em especial no município de João Pessoa, o comportamento temporal do dengue nos últimos anos tem apresentado picos de incidência entre março e julho [3].

Por apresentar um nível endêmico elevado e um conhecido potencial para epidemicidade, a compreensão das características espaciais da transmissão natural de uma doença causada por vetor permitem melhores estratégias de controle e prevenção [4]. Assim sendo, são importantes as pesquisas relacionadas ao comportamento das incidências de endemias e da duração da transmissão nas áreas de que compõem a região de interesse [5]. A combinação de estudos descritivos e de geoprocessamento oferecem maior eficiência nos instrumentos de monitoramento de regiões de alta incidência, sendo eficaz no combate a doenças como o dengue [6].

O presente trabalho tem por objetivo analisar o padrão da distribuição espacial do dengue na cidade de João Pessoa entre os anos de 2001 e 2006. Através do método de Getis e Ord, o presente estudo vem contribuir com informações que propiciam melhor combate ao dengue. A metodologia de Getis e Ord é adequada a dados cuja distribuição não é normal, como foi observado nos dados após aplicação de testes de aderência. Buscou-se ainda identificar padrões no alastramento mensal da doença através da observação de mapas cadastrais.

METODOLOGIA

As análises foram feitas com base no banco de dados de notificações do dengue do Sistema de Informação de Agravos de Notificação (SINAN) ocorridos em João Pessoa, obtidos através de parceria com a Secretaria Municipal de Saúde. Os dados foram agregados por bairro de ocorrência e realizado um estudo mensal, de modo que foram tratados como geo-objetos, que são áreas distintas e localizáveis que compõem a área de interesse [7].

A obtenção do coeficiente de incidência do dengue se deu através da razão entre o número de casos do dengue registrados em cada bairro e a população do mesmo no respectivo período. Para o cálculo deste índice utilizou-se o método geométrico [8] na projeção da população por bairro em cada mês do estudo. A partir da suposição de que a proporção da população manteve-se constante,

tomou-se por base a contagem populacional do Censo de 2000 da Fundação IBGE e obtiveram-se as projeções por bairro.

Para verificar a normalidade dos dados de incidência do dengue, foi utilizado o teste de Lilliefors (derivação de Kolmogorov-Smirnov) [9]. Essa verificação é decisiva para a aplicação ou não de técnicas inferenciais paramétricas com base na distribuição normal.

Na comparação de duas ou mais populações que não apresentem distribuição normal é utilizado o teste de Friedman [9]. Neste trabalho este teste foi utilizado para comparar os dados de incidência do dengue de todo o período de estudo, buscando assim verificar a existência de similaridades entre as distribuições dos anos comparados. Para verificar os anos em que as distribuições espaciais da incidência não foram similares, utilizou-se o teste não-paramétrico de Wilcoxon [9], que foi usado em cada par de anos do período considerado.

Os testes acima descritos fornecem uma análise estatística sobre os dados de incidência do dengue. Entretanto, eles não possibilitam a visualização espacial do fenômeno. Neste caso são empregadas medidas de autocorrelação espacial, que consistem em mensurar a relação de dependência espacial entre variáveis no espaço geográfico analisado [10].

O índice de Getis e Ord (G) pode ser aplicado a dados onde a distribuição é não-normal. Tem por objetivo fazer uma medida de autocorrelação espacial não-paramétrica. Uma restrição para aplicação deste método é a sua destinação à observações positivas. Os índices de Getis e Ord são estimados a partir de grupos de vizinhos da distância crítica d de cada área i . A distância crítica é formada a partir de uma matriz de proximidade W , onde cada elemento é dito em função da distância crítica, $w_{ij}(d)$ [11].

Getis e Ord propuseram duas funções estatísticas: o índice global $G(d)$ (dado pela equação 1), que é similar às medidas tradicionais de autocorrelação espacial, e os índices locais G_i e G_i^* , que são medidas de associação espacial para cada área i . A partir de um nível de significância, que pode ser definido como a probabilidade de rejeitar a hipótese nula (existência de autocorrelação espacial), o p -valor é comparado com o índice gerado. Sua avaliação é feita a partir do valor positivo e da significância: o valor positivo e significativo de $G(d)$ indica aglomeração espacial de valores elevados. Em oposição, valores negativos e significantes de $G(d)$ indicam aglomeração espacial de valores pequenos [11].

$$G(d) = \frac{\sum_i \sum_j w_{ij}(d) x_i x_j}{\sum_i \sum_j x_i x_j} \quad (1)$$

onde x_i é o valor observado na posição i e $w_{ij}(d)$ é um elemento da matriz de proximidade.

Um segundo tipo de estatística sugerido por Getis e Ord é uma medida de associação para cada unidade espacial individual para cada observação i , onde G_i e G_i^* indica a extensão a que essa posição é cercada por valores elevados ou por valores baixos para a variável. Este índice é simplesmente uma relação da soma dos valores nas posições circunvizinhas à soma dos valores na série de dados ao todo (excluindo a posição considerada) [11]. O G_i e G_i^* são dados pelas equações abaixo:

$$G_i(d) = \frac{\sum_j w_{ij}(d) x_j}{\sum_j x_j} \quad (2)$$

onde a soma é realizada sobre todas as posições de j excluindo-se a posição i , e:

$$G_i^*(d) = \frac{\sum_j w_{ij}(d)x_j}{\sum_j x_j} \quad (3)$$

onde a soma é realizada sobre todas as posições, inclusive a posição i .

A interpretação do índice local é realizada da seguinte forma: valores padronizados significantes (p-valor menor que 5%) e positivos indicam uma aglomeração espacial de valores altos. Valores negativos das estatísticas padronizadas significantes apontam para uma aglomeração espacial de valores baixos, da seguinte forma:

1. Negativo*** - Índice Negativo com p-valor menor que 0,005;
2. Negativos** - Índices Negativos com p-valor entre 0,005 e 0,025;
3. Negativos* - Índices Negativos com p-valor entre 0,025 e 0,05;
4. Negativos - Índices Negativos com p-valor acima de 0,05;
5. Positivos - Índices Positivos com p-valor acima de 0,05;
6. Positivos* - Índices Positivos com p-valor entre 0,025 e 0,05.;
7. Positivos**- Índices Positivos com p-valor entre 0,005 e 0,025;
8. Positivo*** - Índice Positivo com p-valor menor que 0,005.

A metodologia acima descrita foi aplicada no *software* R [12]. Para a aplicação dos testes, fez-se uso de alguns módulos, que estão na biblioteca do *software*, tais como: *nortest* para a aplicação do teste de normalidade de Lilliefors; os módulos *DCluster* e *shapefiles* foram utilizados para gerar os mapas referentes ao índice de Getis e Ord.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Inicialmente projetou-se a população dos bairros entre os anos de 2001 a 2006. Com a população projetada para os 66 bairros de João Pessoa, calculou-se a incidência do dengue para cada um dos bairros. Com o auxílio das medidas descritivas, verificou-se que o coeficiente de incidência do dengue apresentou uma distribuição assimétrica positiva, ou seja, houve uma grande concentração em torno dos valores mais baixos.

Com os índices gerados, aplicou-se o teste de Lilliefors sobre as incidências de cada mês do período e verificou-se que estas não apresentaram uma distribuição normal, com p-valores inferiores a $2,2 \times 10^{-16}$. Como os dados de incidência do dengue não apresentaram uma distribuição normal, foram empregados os testes não-paramétricos de Wilcoxon e Friedman para verificar a existência de similaridades entre as distribuições dos dados de incidência do dengue. Aplicando o teste de Friedman em todo o período, observou-se que os dados não seguiram o mesmo padrão de distribuição espacial ao longo dos anos, com p-valor inferior a $2,2 \times 10^{-16}$. Através do teste de Wilcoxon foram comparados os anos, dois a dois e em nenhum dos casos foram observadas semelhanças nas distribuições espaciais das incidências do dengue. O p-valor em todas as comparações foi menor que $2,2 \times 10^{-16}$.

Buscando identificar padrões nas distribuições dos dados, foram gerados mapas coropléticos para cada mês do período. Verificou-se que os bairros com maior incidência foram: Valentina, Mandacaru e Treze de Maio. Por outro lado, 25,76% dos bairros da cidade não apresentaram casos de dengue, tais como Aeroclube, Jardim Oceania e Miramar, assim como os bairros correspondentes à região de fronteira da parte sul do município. Foi identificada também uma concentração de casos na porção norte da cidade e em torno da Reserva Florestal. Através dos mapas gerados, foi

observado que a distribuição do dengue na cidade não seguia uma tendência de mobilidade espacial claramente definida.

Através do índice global de Getis e Ord, verificou-se que apenas alguns meses apresentaram aglomerados significativos, cujos p-valores eram inferiores ou iguais a 0,05. Com a observação dos mapas gerados para estes, foi identificada uma tendência dos valores positivos com significância entre 0,025 e 0,050 na região ao norte da Reserva Florestal. Observaram-se ainda algumas exceções, correspondendo aos bairros Bessa, Tambaú e Cabo Branco. Além disso, foi observado que apesar de haver aglomerados de valores altos em torno do bairro Expedicionários, este apresentou aglomerados de valores baixos. Na parte sul da Reserva Florestal houve uma concentração de valores negativos com significância entre 0,025 e 0,050 (Figuras 1 e 2). Verificou-se ainda que os bairros entre os aglomerados significativos positivos e negativos apresentaram aglomerados sem significância, ou seja, com p-valor acima de 0,05.

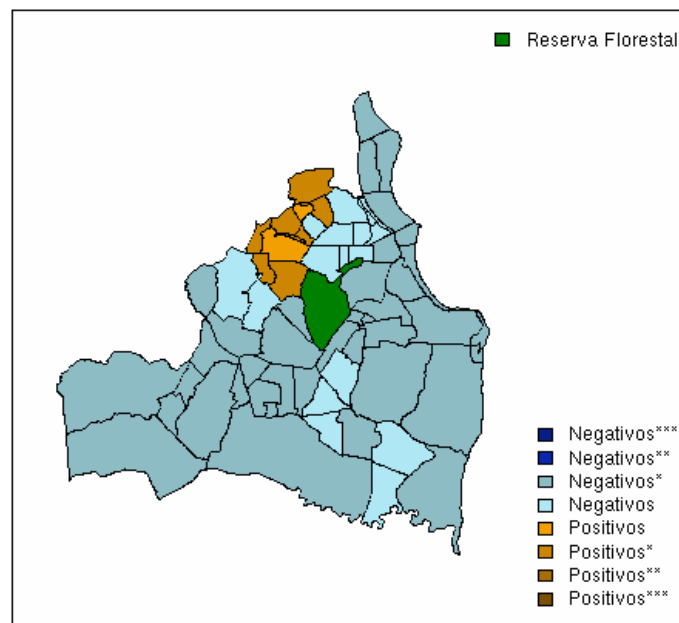


Figura 1. Estatística local da incidência do dengue no mês de março de 2001

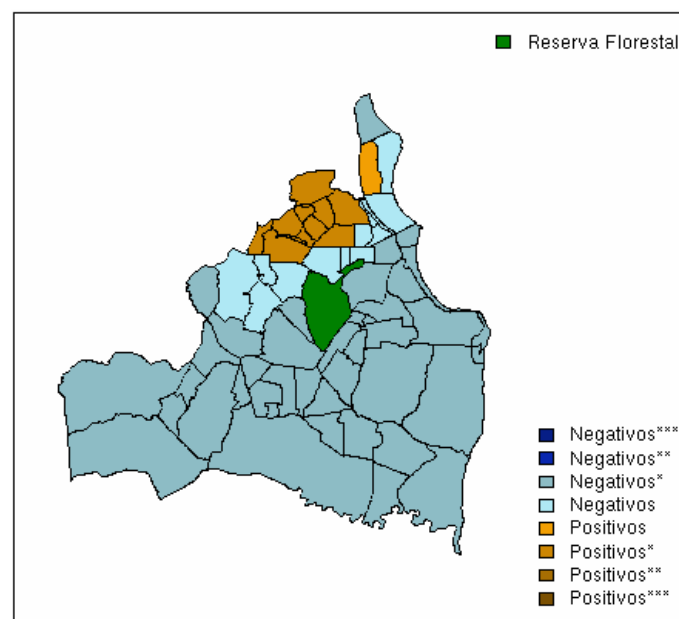


Figura 2. Estatística local da incidência do dengue no mês de maio de 2004

Embora na zona sul quase sempre fossem identificados aglomerados negativos com significância entre 0,025 e 0,050, o mês de janeiro de 2002, cujo ano foi de epidemia da doença na cidade, apresentou-se como um mês bastante atípico. Neste mês, constatou-se que na porção sul da cidade houve um aglomerado positivo com significância entre 0,025 e 0,050, abrangendo nove bairros próximos à Reserva Florestal, são eles: Jardim São Paulo, Anatólia, Jardim Cidade Universitária, Mangabeira, Cidade dos Colibris, Água Fria, José Américo, Cuiá e Ernesto Geisel. Além disso verificou-se que em toda a zona norte da cidade houve um aglomerado de valores negativos com significância entre 0,025 e 0,050, bem como no resto da cidade, exceto em alguns bairros próximos ao aglomerado positivo, como pode ser visto na Figura 3.

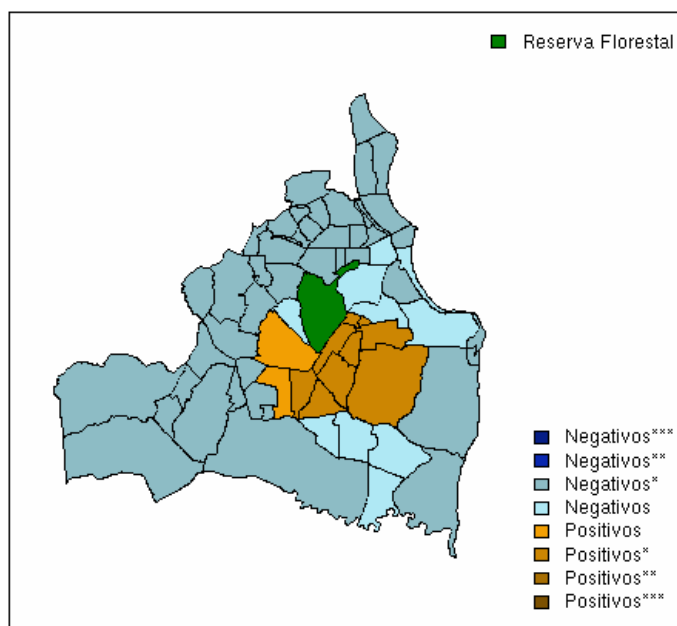


Figura 3. Estatística local da incidência do dengue no mês de janeiro de 2002

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Foi realizado um estudo sobre a incidência do dengue na cidade de João Pessoa no período de 2001 a 2006, buscando identificar os aglomerados espaciais existentes. Com base na incidência do dengue, foram gerados mapas coropléticos para cada mês do período estudado. Através dos mapas, foi possível verificar que na região ao norte da Reserva Florestal havia a maior concentração da incidência do dengue. Essa observação foi complementada pelo índice de Getis e Ord, com o qual foi verificado persistentes aglomerados positivos com significância entre 0,025 e 0,050 na região norte. Na região sul identificou-se a persistência de aglomerados negativos com significância entre 0,025 e 0,050 no período estudado.

REFERÊNCIAS

- [1] DUARTE, H. P. P e FRANÇA, E. B. . Qualidade dos dados da vigilância epidemiológica da dengue em Belo Horizonte, MG. Revista de Saúde Pública, v.40, n.1, 2006, p. 134-142.
- [2] CÂMARA, F. P.; THEOPHILO, R. L. G.; SANTOS, G. T.; PEREIRA, S. R. F. G.; CÂMARA, D. C.; MATOS, R. R. C. . Estudo retrospectivo (histórico) da dengue no Brasil: características

regionais e dinâmicas. Rev. da Sociedade Brasileira de Medicina Tropical, v.40, n.2, 2007, p. 192-196.

[3] SOUZA, I. C. A.; VIANNA, R. P. T.; MORAES, R. M. . Modelagem da Incidência do Dengue na Paraíba por Modelos de Defasagem Distribuída. Cadernos de Saúde Pública, v.23, n.11, 2007, p. 2623-2630.

[4] TEIXEIRA, M. G.; COSTA, M. C. N.; BARRETO, M. L.; MOTA, E. . Dengue and dengue hemorrhagic fever epidemics in Brazil: what research is needed based on trends, surveillance, and control experiences?. Cad. Saúde Pública, v.21, n.5, 2005, p. 1307-1315.

[5] MONDINI, A.; NETO, F. C.; SANHES, M. G. Y.; LOPES, J. C. C. . Análise espacial da transmissão de dengue em cidade de porte médio do interior paulista. Rev. de Saúde Pública, v.39, n.3, 2005, p.444-451.

[6] LIAN, M.; WARNER, R. D.; ALEXANDER, J. L.; DIXON, K. R. Using geographic information systems and spatial and space-time scan statistics for a population-based risk analysis of the 2002 equine West Nile Epidemic in six contiguous regions of Texas. International Journal of Health Geographics, v. 6, n 42, september 2007.

[7] TELES, M. M. F. e MORAES, R. M.; *Estudo sobre os Sistemas de Informação Geográfica*. Relatório PIBIC/CNPq. João Pessoa: UFPB, 1999. [online], disponível em <<http://www.de.ufpb.br/ini0.html>>, [novembro 2007]

[8] SPIEGELMAN, M. . Introduction to demography: Editora Harvard University Press, 1968.

[9] SIEGEL, S. . Estatística não-paramétrica para as ciências do comportamento: McGraw-Hill do Brasil, 1975.

[10] CRESSIE, N. A. C. *Statistics for Spatial Data*. New York: John Wiley & Sons, 1993.

[11] ANSELIN, L. . Spatial data analysis with GIS: as introduction to application in the social sciences. National Center for Geographic Information and Analysis. University of California, Santa Barbara, august 1992.

[12] R Development Core Team. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, 2006, Disponível em: <http://www.R-project.org/>. Acesso em: 5 abril 2007.