

## Utilização de métodos estatísticos na análise da distribuição espacial da incidência do dengue no município de João Pessoa no período de 2001 a 2006

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

Depto de Estatística, DE, UFPB,

58051-900, João Pessoa, PB

ana\_herminia@hotmail.com, pedro.rafael.marinho@gmail.com, sadraquelucena@gmail.com, ronei@de.ufpb.br

**Resumo:** *O dengue é um problema de saúde pública e estima-se que 2,5 bilhões de pessoas no mundo vivem em áreas de risco. Este trabalho tem como objetivo identificar padrões no alastramento do dengue e aglomerações espaciais dos dados de incidência do dengue em João Pessoa, no período de 2001 a 2006, por meio de métodos estatísticos. Observou-se que no período estudado os bairros com maior incidência localizam-se na parte norte da cidade e na parte sul próxima à Reserva Florestal. Por outro lado, a maioria dos bairros que não apresentaram casos de dengue localizam-se na parte sul da cidade, próxima à fronteira do município. Com o uso dos testes não-paramétricos verificou-se que não houve um padrão predominante no alastramento do dengue ao longo do período estudado. Para o índice de Getis e Ord foi verificado aglomerações positivas na região norte, e aglomerações positivas na região sul.*

**Palavras-chave:** *Dengue, incidência do Dengue, Aglomeração Espacial, Padrão Espacial.*

### Introdução

O dengue é uma doença causada por arbovírus com grande magnitude epidemiológica e escala geográfica, afetando 56 países. Seu nível endêmico elevado e um conhecido potencial para explosões endêmicas desafiam a vigilância, estratégias de controle e o conhecimento atual de prevenção de doenças. Estimativas internacionais indicam que 50 milhões de pessoas são infectadas por ano, e o registro de casos do dengue hemorrágico alcançam aproximadamente 500.000, com pelo menos 12.000 mortes [1].

Estima-se que 2,5 bilhões de pessoas ao redor do mundo residam em áreas com risco potencial de transmissão do vírus [2]. Segundo Tirado et al [3] e

Tauil [4], diversos fatores de risco são associados ao surgimento do mosquito transmissor. Dentre eles, estão a localização em áreas tropicais e subtropicais, devido ao fato de que a temperatura e a umidade nestas áreas favorecem a proliferação de seu transmissor [4]. Outros fatores de risco que também têm grande influência são: o crescimento populacional, a urbanização inadequada e sem planejamento, migrações, viagens aéreas, aquecimento global, bem como a deficiência dos sistemas de saúde pública e, por consequência, das campanhas de controle do vetor transmissor do dengue [3].

A série histórica da incidência do dengue no Brasil revela uma tendência ascendente da transmissão da doença com valor máximo no ano de 2002. Hoje o dengue está presente em 25 dos 27 estados brasileiros, e o mosquito vetor, em todos eles [5]. Na Paraíba observa-se que o padrão epidemiológico do dengue no estado é endêmico, caracterizado por meses de baixa endemicidade e alta endemicidade. Outro ponto importante são os picos de incidência do dengue entre os meses de março à junho [6]. Em especial no município de João Pessoa, no estado da Paraíba, o comportamento do dengue nos últimos anos apresenta dois picos de ocorrência: nos meses de maio/abril e junho/julho [7].

A detecção de padrões espaciais no alastramento da endemia e de aglomerados espaciais é relevante para o combate mais efetivo às causas da doença. Segundo Mondini [5], são importantes as pesquisas relacionadas ao comportamento das incidências de endemias e da duração da transmissão nas áreas que compõem a região de estudo. Tais estudos fornecem subsídios importantes para o melhor equacionamento das medidas de vigilância e controle.

### Metodologia

O estudo foi realizado sobre os dados de incidência mensal do dengue por bairro do município de João Pessoa no período correspondente aos anos de 2001 a 2006. As informações foram fornecidas

pela Secretária de Saúde do Município de João Pessoa e são referentes aos casos de dengue correspondentes ao período de janeiro de 2001 a dezembro de 2006.

Para a análise da incidência do dengue em João Pessoa, por meio dos métodos descritos a seguir, foi necessária a projeção da população para cada mês de 2001 a 2006. Para a projeção da população foi utilizado o método geométrico. Para tanto, calculou-se a taxa de crescimento ( $r_t$ ) da seguinte forma [8]:

$$r_t = \left[ \frac{Pop(t + \Delta t)}{P(t)} \right]^{1/\Delta t} - 1 \quad (1)$$

onde:

$P(t)$  é a população no tempo  $t$ ;

$Pop(t + \Delta t)$  é a população no tempo  $t + \Delta t$ ;

$t$  é a data base;

$\Delta t$  é o intervalo entre a data base e a data a ser estimada.

A partir da taxa de crescimento obtida projetou-se a população utilizando a seguinte expressão [7]:

$$Pop(t + \xi) = P(t)(1 + r)^t \quad (2)$$

onde  $Pop(t + \xi)$  corresponde à população projetada para o tempo  $t + \xi$ .

Para verificar a normalidade da distribuição dos dados de incidência do dengue foi aplicado o teste não-paramétrico de Lilliefors [9]. Este teste é uma derivação do Teste de Aderência de Kolmogorov-Smirnov que pondera os valores centrais e extremos da distribuição. Tal teste diz respeito ao grau de concordância entre a distribuição de um conjunto de valores amostrais. Com o nível de significância (p-valor) calculado, pode-se aceitar ou rejeitar a hipótese de nulidade  $H_0$  de que os dados seguem uma distribuição normal. O teste foi realizado com a seguinte estatística:

$$D = \text{máximo} |F_0 - S_n(x)| \quad (3)$$

onde:

$F_0(X)$  representa a distribuição da frequência acumulada dos dados;

$S_n(X)$  representa a distribuição da frequência acumulada de uma amostra aleatória com  $N$  observações;

$D$  é denominado desvio máximo, pois o teste de Lilliefors focaliza na maior dessas diferenças.

O nível de significância adotado foi  $\alpha = 0,05$ , ou seja, se o p-valor for maior ou igual a  $\alpha$ , aceitamos a

hipótese de que os dados seguem uma distribuição normal. Quando um conjunto de dados não apresenta uma distribuição normal, são empregadas algumas transformações. Tais métodos têm por objetivo transformar os dados de modo que a nova distribuição obtida seja normal. Inicialmente pode-se utilizar a radiciação, aplicando-se raiz de ordem dois (quadrada) ou superior. Neste estudo aplicou-se transformações nos dados da incidência do dengue em João Pessoa, para cada ano do período estudado. Outra transformação que pode ser utilizada é a de Box-Cox [10], que consiste em determinar um parâmetro  $\lambda$  pertencente ao intervalo  $[-3, 3]$  que maximize a função (4). Não sendo possível encontrar uma distribuição normal, após a aplicação de transformações sobre os dados, uma metodologia não paramétrica deve ser empregada.

$$Y = \frac{Z^\lambda - 1}{\lambda} \quad (4)$$

Na comparação de mais de duas populações relacionadas que se apresentam pelo menos em escala ordinal, o teste de Friedman [9] é empregado. Para a realização deste teste, os dados devem estar dispostos em uma tabela de dupla entrada com  $n$  linhas e  $k$  colunas. Neste trabalho as linhas correspondem à incidência do dengue por bairro e as colunas, os anos do período estudado. A cada linha são atribuídos postos separadamente, que variam de 1 a  $k$ . Com o teste de Friedman pode-se obter a probabilidade de que as diferentes colunas de postos sejam equivalentes. Quando o número de linhas e colunas é pequeno, o p-valor atribuído às observações é tabelado. Caso contrário, calcula-se o valor da estatística que Friedman denotou por  $\chi^2_{k-1}$ , que tem distribuição aproximadamente qui-quadrado, com  $k-1$  graus de liberdade. Este cálculo é descrito pela equação abaixo:

$$\chi^2_{k-1} = \frac{12}{nk(k+1)} \sum_{j=1}^k (S_j) - 3n(k+1) \quad (5)$$

onde  $S_j$  é a soma dos postos na coluna  $j$ .

Neste trabalho o teste de Friedman foi empregado para comparar os dados de incidência do dengue de todo o período de estudo. Deste modo, buscou-se verificar a existência de similaridades entre as distribuições dos anos comparados. Para tanto, a hipótese de nulidade  $H_0$  de que todas as amostras provêm da mesma população deve ser aceita (quando p-valor é menor ou igual a 0,05). Caso seja obtido um p-valor superior a 0,05, rejeita-se  $H_0$  (as amostras provêm de populações diferentes).

O teste não-paramétrico de Wilcoxon [9] é aplicado para comparar duas populações relacionadas. Este teste é empregado para verificar se ambas as populações apresentam semelhança em relação à uma condição determinada. Neste trabalho o teste de Wilcoxon foi utilizado para verificar se houve semelhança na distribuição espacial do dengue em cada par de anos. Para tanto, os dados de cada população devem estar dispostos em coluna, de modo a se obter um par de dados por linha, cada um correspondendo a uma população. Em seguida calcula-se a diferença relativa  $\delta i$  entre os dois valores de cada par. Com base na mensuração de cada elemento dos pares, ao serem calculadas as  $\delta i$ 's, serão obtidos valores positivos e negativos. Para a aplicação do teste de Wilcoxon, são atribuídos postos a todos as  $\delta i$ 's independentemente do sinal. Calcula-se então a soma dos postos correspondentes às  $\delta i$ 's positivas ( $D+$ ) e dos postos cujas  $\delta i$ 's são negativas ( $D-$ ). Nos casos em que a diferença dos pares é nula, estes são excluídos da análise. Se os grupos estudados são equivalentes, espera-se que os valores de  $D+$  e  $D-$  sejam aproximadamente iguais. Assim, rejeita-se a hipótese nula ( $H_0$ ) de que não há semelhança entre as populações quando a soma de  $D+$  e  $D-$  for muito pequena. Para grandes amostras ( $N > 25$ ), a estatística do teste de Wilcoxon, denotada por  $T$  e definida como  $T = \min\{D-, D+\}$ . A estatística obtida tem distribuição normal com média e variância dadas pelas equações abaixo, respectivamente:

$$\mu_T = \frac{N(N+1)}{4} \quad (6)$$

$$\sigma_T = \sqrt{\frac{N(N+1)(2N+1)}{24}} \quad (7)$$

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.

Para identificar aglomerados espaciais sobre os dados de incidência do dengue, foi empregado o Índice de Autocorrelação Espacial de Getis e Ord ( $G$ ) [11]. Este índice é aplicado a dados que apresentam uma distribuição não-normal, tendo como objetivo fazer uma medida de autocorrelação espacial. Uma restrição para a aplicação deste método, por sê-lo baseado em medidas de distância, é estar destinado apenas as observações positivas [10].

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,  $w_{ij}(d)$ .

Getis e Ord propuseram duas funções estatísticas: o índice global  $G(d)$  e os índices locais. O índice global é similar às medidas tradicionais de autocorrelação espacial. 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, 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. O índice global de Getis e Ord é dado por:

$$G(d) = \frac{\sum_i \sum_j w_{ij}(d) x_i x_j}{\sum_i \sum_j x_i x_j} \quad (8)$$

onde:

$x_i$  é o valor observado na posição  $i$  e  $w_{ij}(m)$  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  $i$ .  $G_i$  e  $G_i^*$  indicam a extensão a que essa posição é cercada por valores elevados ou por valores baixos para a variável. Este índice relaciona a soma dos valores das posições circunvizinhas à soma dos valores na série de dados ao todo (excluindo a posição considerada). O  $G_i$  e  $G_i^*$  são dados pelas equações (9) e (10) respectivamente:

$$G_i(d) = \frac{\sum_j w_{ij}(d) x_j}{\sum_j x_j} \quad (9)$$

onde a soma é realizada sobre todas as posições excluindo-se a posição  $i$ ;

$$G_i^*(d) = \frac{\sum_j w_{ij}(d) x_j}{\sum_j x_j} \quad (10)$$

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

Por meio do índice local são identificados aglomerados espaciais de valores altos e baixos. Valores padronizados significativos (p-valor menor que 0,05) e positivos indicam uma aglomeração espacial de valores altos. Já valores dos índices padronizados significantes (p-valor menor que 0,05) e negativos apontam para uma aglomeração espacial

de valores baixos. As interpretações do índice são efetuadas conforme as indicações abaixo:

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

Toda a metodologia descrita acima 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 *shapefile* foram utilizados para gerar os mapas referentes ao índice de Getis e Ord.

## Resultados e Discussão

Para a obtenção do coeficiente de incidência do dengue em João Pessoa, fez-se necessária a projeção da população por bairro para o início de cada mês do período estudado. Com base na Contagem Populacional de 1996 e no Censo Demográfico de 2000, calculou-se a taxa de crescimento. Em seguida, projetou-se a população de cada mês e, utilizando a proporção obtida para cada bairro, estimou-se o número de habitantes de cada um dos 66 bairros.

Após o cálculo da incidência do dengue para cada bairro do município de João Pessoa, foi verificado que o primeiro semestre de 2002 apresentou maior a incidência de todo o período estudado. O Gráfico 1 apresenta a incidência mensal do dengue em João Pessoa e mostra um período de baixa incidência, correspondente aos meses de junho de 2002 a março de 2004. Foi também observado que o segundo e o terceiro trimestres de cada ano, com exceção de 2002, apresentaram os maiores níveis de incidência em relação aos outros meses do mesmo ano. No ano de 2002, a incidência foi mais alta entre o primeiro e segundo trimestre. No ano de 2006 esta incidência mais elevada se estendeu até o mês de novembro. O último trimestre de cada ano foi caracterizado por uma queda nos níveis de incidência.

Com o auxílio das medidas descritivas, observou-se que a distribuição dos dados de incidência do dengue apresentaram uma assimetria positiva. Isso se deve ao fato de que o valor mínimo ter sido igual ao primeiro quartil e à mediana, como se pode ver na Tabela 1 e na Figura 1. Deste modo, verifica-se que

as incidências do dengue concentram-se em torno dos valores mais baixos. Foi verificado que os bairros do município com maior incidência do dengue em grande parte do período foram, Mandacaru e Treze de Maio, que estão localizados na parte norte da cidade, e Valentina na parte sul. Por outro lado, 25,76% dos bairros do município não apresentaram casos de dengue. Muitos destes bairros pertencem à região de fronteira, ao sul do município. Esta região é caracterizada por uma densidade demográfica muito baixa, onde em todo o período de estudo não foi observado nem um caso do dengue nesses bairros.

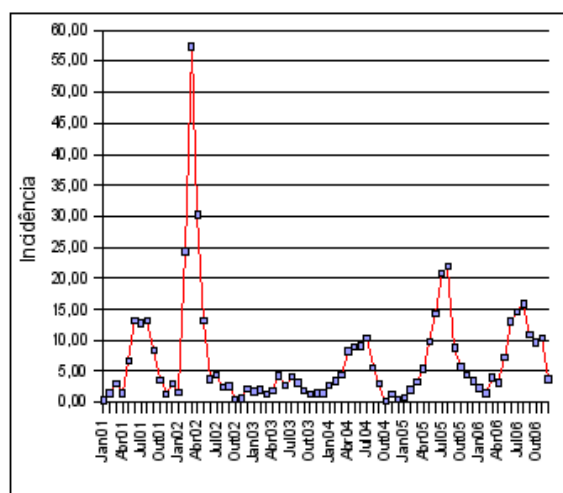


Gráfico 1: Incidência do dengue no município de João Pessoa nos anos de 2001 a 2006.

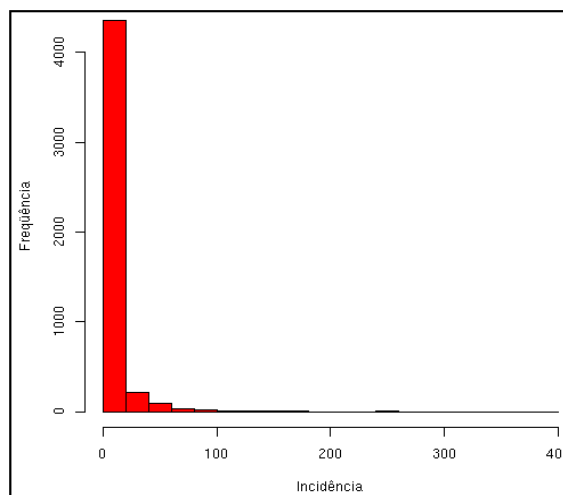


Figura 1: histograma do coeficiente de incidência do dengue no município de João Pessoa nos anos de 2001 a 2006.

Para verificar se os dados da incidência do dengue apresentavam uma distribuição normal foi aplicado o teste de Lilliefors em todos os anos do período estudado. Obteve um p-valor menor que  $2,2 \times 10^{-16}$ , mostrando assim a não normalidade do

conjunto de dados de incidência do dengue. No caso de uma distribuição não normal, a metodologia mais apropriada é a não-paramétrica.

Tabela 1: Medidas descritivas da incidência do dengue no município de João Pessoa para os anos de 2001 a 2006.

	2001	2002	2003	2004	2005	2006
$\mu$	3,5	8,85	1,79	7,08	7,08	6,87
$\sigma^2$	13,93	30,06	6,24	15,5	17,5	20,21
Mínimo	0	0	0	0	0	0
Quartil 1	0	0	0	0	0	0
Mediana	0	0	0	0	0	0
Quartil 3	0	0	0	0	4,84	3,96
Máximo	254	381,6	61,58	257,4	149,4	290,4

Para a comparação múltipla entre os anos de 2001 e 2006 foi empregado o teste de Friedman. Utilizou-se este teste considerando a hipótese alternativa de que os dados em todos os anos não possuíam uma distribuição semelhante. Não foi verificada semelhança na distribuição espacial do dengue durante todo o período de estudo. O p-valor observado foi menor que  $2,2 \times 10^{-16}$ , rejeitando-se  $H_0$ .

Para uma comparação dual dos anos do período estudado, foi utilizado o teste de Wilcoxon. Verificou-se que nenhum dos pares apresentou distribuição espacial semelhante, com exceção do ano de 2005 comparado à 2006, onde foi obtido p-valor igual à 0,3884.

Foram gerados mapas coropléticos da incidência do dengue para todos os meses do período de estudo. Foi possível verificar que as regiões com maior número de bairros que apresentaram incidência foram a região norte do município e em torno da reserva florestal. Isso pode ser observado nas Figuras 2 e 3.

Foi verificado um padrão de alastramento da incidência do dengue para os bairros vizinhos àqueles em que se observou incidência no mês anterior. Como se pode observar, na Figura 4, houve incidência apenas em Padre Zé, na região norte, no mês posterior, Figura 5, houve incidência também nos bairros próximos.

Além disso, a maioria dos bairros que apresentaram incidência em quase todos os meses do período foram bairros localizados na região norte da cidade e na região sul, próximos à reserva florestal. Porém, destes bairros, apenas três apresentaram algum mês em que a incidência foi superior a 100. Outros que não tiveram uma frequência tão alta também apresentaram picos nos valores de incidência. A maioria dos bairros que apresentaram picos em alguns meses, no restante do período, tiveram valores de incidência muito baixos ou nulos.

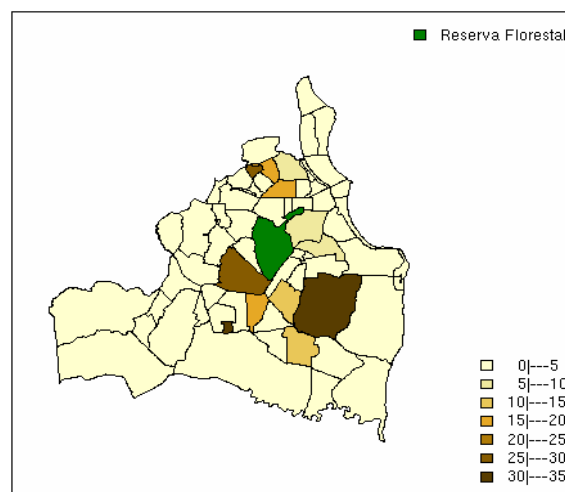


Figura 2: Mapa da incidência do dengue em setembro de 2001

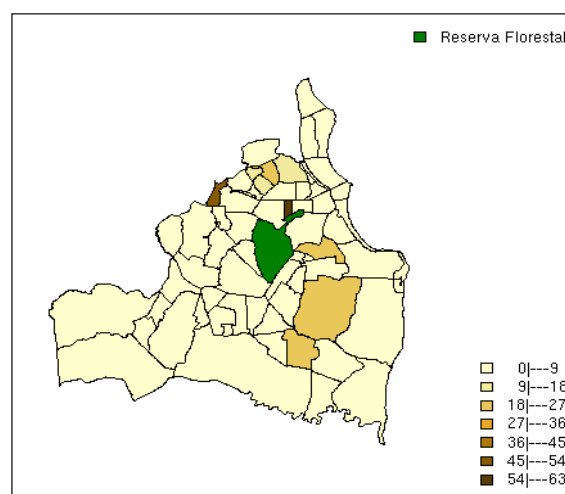


Figura 3: Mapa da incidência do dengue em maio de 2001

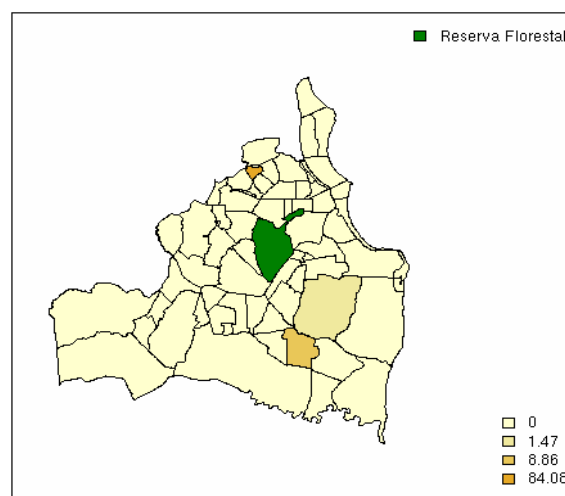


Figura 4: Mapa da incidência do dengue em fevereiro de 2001

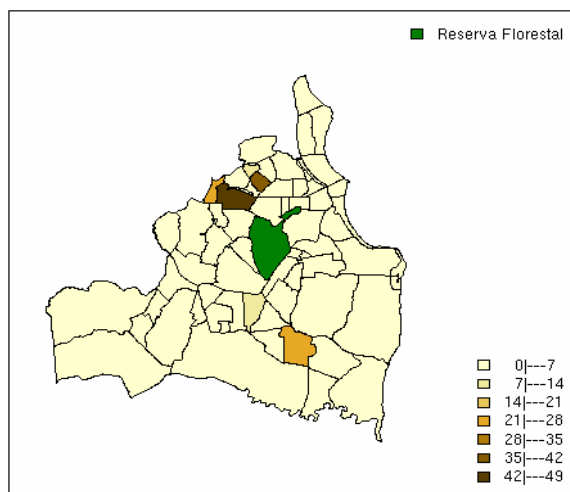


Figura 5: Mapa da incidência do dengue em março de 2001

Utilizando o Índice de Getis e Ord, verificou-se que de todo o período de estudo apenas em 29 meses apresentaram aglomerados significativos, cujos p-valores eram menores ou iguais a 0,05. Com a observação dos mapas gerados para os meses significativos, foi identificada uma tendência espacial dos valores positivos com significância entre 0,025 e 0,05 na região ao norte da Reserva Florestal. Além disso, foi verificado que apesar de haver aglomerados de valores altos em torno do bairro dos Expedicionários, pertencente à região norte próxima à Reserva Florestal, este apresentou aglomerado de valores baixos. Na parte sul da Reserva Florestal houve uma concentração de valores negativos com significância entre 0,025 e 0,05. Verificou-se ainda que os bairros entre os aglomerados positivos significativos e os aglomerados negativos significativos apresentaram aglomerados sem significância, ou seja, com p-valor acima de 0,05.

A zona norte da capital foi a que mais apresentou aglomerados positivos com significância entre 0,025 e 0,05, embora em determinados meses tenham sido identificados aglomerados não significativos. Observou-se ainda que os bairros desta região que não faziam parte dos aglomerados positivos com a significância descrita acima, geralmente apresentaram aglomerados sem significância estatística, com p-valor superior a 0,05, como se pode ver nas Figuras 6 e 7.

A porção sul do município apresentou aglomerados de valores negativos com significância entre 0,025 e 0,05 em todos os meses considerados. Apesar da região sul ser a maior do município foi observado que em alguns meses do período estudado, os aglomerados negativos identificados compreenderam grande parte de sua extensão. A partir do segundo semestre de 2005, verificou-se uma maior discontinuidade dos aglomerados negativos observados anteriormente nesta região. Esta interrupção foi causada por aglomerados não

significativos, com p-valor inferior a 0,05, como se pode ver na Figura 8.

Embora a zona sul geralmente apresentasse aglomerados negativos com significância entre 0,025 e 0,05, o mês de janeiro de 2002 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 0,05 abrangendo nove bairros próximos à Reserva Florestal. Além disso verificou-se que em toda a zona norte da cidade houve um aglomerado de valores negativos com significância entre 0,025 e 0,05. Isto ocorreu também no restante da cidade, exceto em alguns bairros próximos ao aglomerado positivo, como se pode ver na Figura 9.

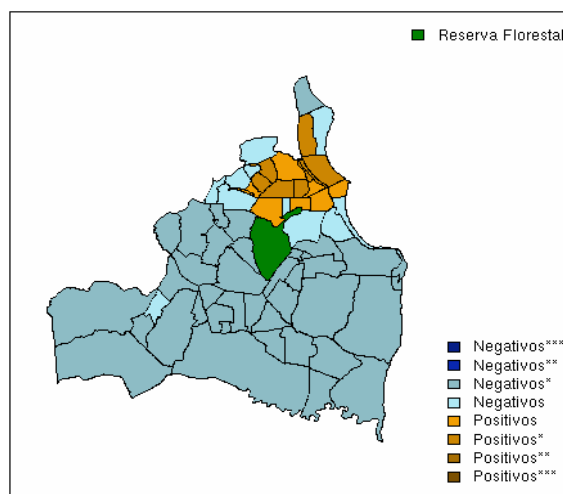


Figura 6: Índice local da incidência do dengue no mês de setembro de 2004

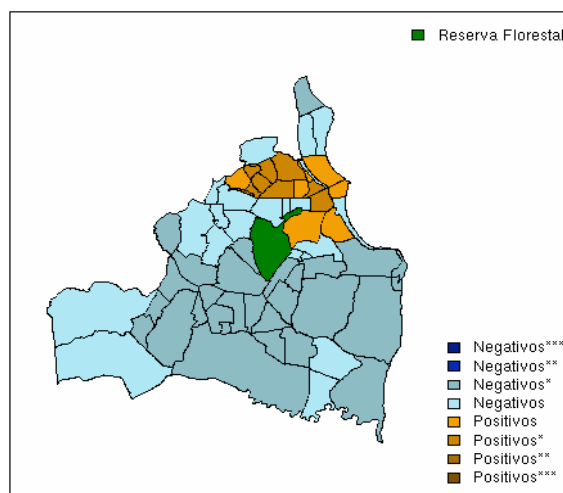


Figura 7: Índice local da incidência do dengue no mês de junho de 2005



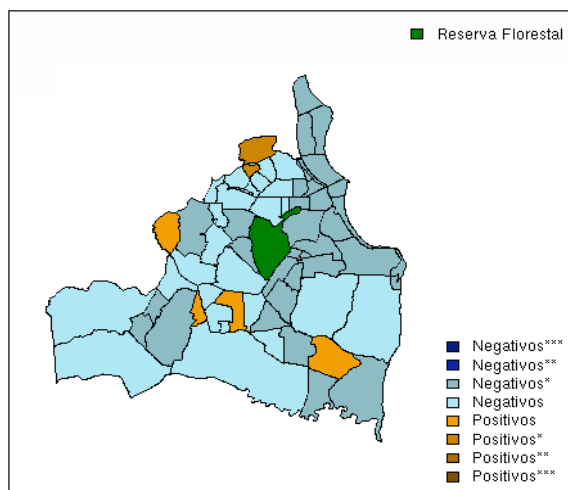


Figura 8: Índice local da incidência do dengue no mês de dezembro de 2005

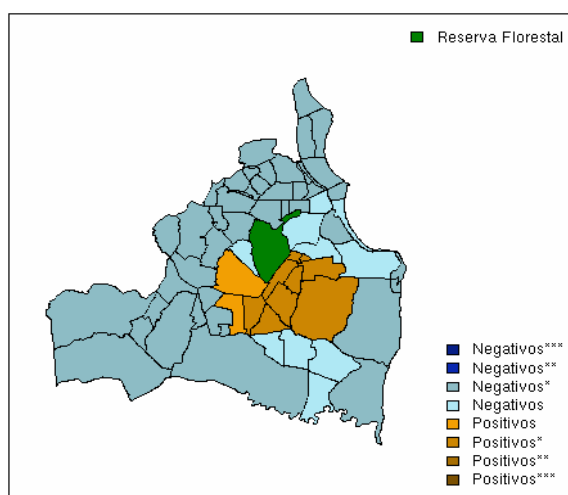


Figura 9: Índice local da incidência do dengue no mês de janeiro de 2001

## Conclusão

Foi realizado um estudo sobre a incidência do dengue no município de João Pessoa no período de 2001 a 2006. Buscou-se identificar um padrão na distribuição espacial do dengue e aglomerados espaciais por meio da aplicação de metodologias estatísticas.

Com a utilização do teste de Lilliefors, foi verificado que os dados de incidência do dengue não seguiam uma distribuição normal, com p-valores inferiores a  $2,2 \times 10^{-16}$ . Como os dados de incidência não apresentaram normalidade em sua distribuição, foram empregados os testes de Friedman e Wilcoxon.

Aplicando o teste de Friedman em todos os anos do período, observou-se que os dados não seguiram o mesmo padrão de distribuição espacial, com p-valor inferior a  $2,2 \times 10^{-16}$ . Com o teste de Wilcoxon foram comparados os anos, numa comparação dual. Em nenhum dos casos foram observadas semelhanças nas distribuições espaciais das incidências do dengue,

com exceção do ano de 2005 comparado à 2006, com p-valor igual à 0,3884. O p-valor em todas as outras comparações foi menor que  $2,2 \times 10^{-16}$ . Deste modo, foi observado que a distribuição do dengue no município não seguia um padrão predominante de alastramento ao longo do período estudado.

Para identificar a existência de aglomerados espaciais no período estudado fez-se uso do índice de aglomeração espacial de Getis e Ord. Com este índice foi verificado persistentes aglomerados positivos com significância entre 0,025 e 0,05 na região norte. Na região sul do município identificou-se a persistência de aglomerados negativos com significância entre 0,025 e 0,05 no período estudado.

## Referências

- [1] M. G. Teixeira, M. C. N. Costa, M. L. Barreto, E. Mota, Dengue and dengue hemorrhagic fever epidemics in Brazil: what research is needed based on trends, surveillance, and control experiences?, *Cad. de Saúde Pública*, Vol. 21, No. 5, 2005, pp. 1307-1315.
- [2] H. H. P. Duarte, E. B. França, Qualidade dos dados da vigilância epidemiológica da dengue em Belo Horizonte, MG, *Rev. de Saúde Pública*, Vol. 40, No. 1, 2006, pp. 134-142.
- [3] M. G. G. Tirado, G. K. Flores, J. R. B. González, La emergencia de la fiebre hemorrágica del dengue en las Américas. Reemergencia del dengue, *Rev. Cubana Med. Trop*, Vol. 51, No. 1, 1999, pp. 5-13.
- [4] P. L. Tauil, Aspectos críticos do controle do dengue no Brasil, *Cad. de Saúde Pública*, Vol. 18, No. 3, 2002, pp. 867-871.
- [5] A. Mondini, F. C. Neto, M. G. Y. Sanches, J. C. C. Lopes, Análise Espacial da transmissão de dengue em cidade de porte médio do interior paulista, *Rev. de Saúde Pública*, Vol. 39, No. 3, 2005, pp. 444-451.
- [6] I. C. A. Souza, P. C. H. Furtado, I. S. Bezerra, R. M. Moraes, Utilização de Cartas de Controle de Shewhart no Acompanhamento Epidemiológico do Dengue, *Proc. of Environmental and Health World Congress 2006*, 2006, pp. 230-233.
- [7] Prefeitura Municipal de João Pessoa "Saúde exhibe da dengue e implanta um comitê de combate ao Aedes aegypti", [online] <http://www.joaopessoa.pb.gov.br/noticias/?n=6588>, Junho. Acesso em: 10 agosto 2007.
- [8] M. Spiegelman, "Introduction to demography", Harvard University Press, London, 1968.
- [9] S. Siegel, "Estatística não-paramétrica para ciências do comportamento", McGraw-Hill do Brasil, São Paulo, 1975.

- [10] N. R. Draper, H. Smith, "Applied Regression Analysis", John Wiley, New York, 1998.
- [11] L. Anselin, "Spatial data analysis with GIS: an introduction to application in the social sciences". Technical Report 92-10. *National Center for Geographic Information end Análisis. University of California*. August, 1992, 53 p..
- [12] R Development Core Team (2006). "R: A language and environment for statistical computing.R Foundation for Statistical Computing", [online] <http://www.R-project.org>, Acesso em: 5 abril 2007.