

Modelo preditivo para o número de notificações de dengue na Região Metropolitana do Recife-PE

Jucarlos R. Freitas^{1†}, André Luiz P. Santos², Denise S. A. Ferreira³, Antonio S. A. Silva⁴,
Guilherme R. Moreira⁵, Moacyr Cunha Filho⁶

¹Departamento de Estatística e Informática da Universidade Federal Rural de Pernambuco (DEINFO-UFRPE).

²DEINFO-UFRPE. E-mail: andredefensor@hotmail.com.

³DEINFO-UFRPE. E-mail: denialmeida@gmail.com.

⁴DEINFO-UFRPE. E-mail: samuelmatematico@yahoo.com.br.

⁵DEINFO-UFRPE. E-mail: guirocham@gmail.com.

⁶DEINFO-UFRPE. E-mail: moacyr2006@gmail.com.

Resumo: A dengue é uma doença infecciosa que, propagada por um arbovírus da família dos Flaviviridae e transmitida ao homem por meio da picada da fêmea do mosquito *Aedes Aegypti*. No Brasil, o primeiro caso mencionado foi na cidade do Recife/PE, em 1685. Desde então, até o início de 1980, o vetor seria erradicado tanto no país como em outros países da América, se medidas preventivas fossem tomadas. Atualmente, está presente no Brasil em todos os 27 estados da Federação. A metodologia de Box e Jenkins foi utilizada no estudo, com o objetivo de obter um modelo estatístico que permitisse prever possíveis surtos da doença para Região Metropolitana do Recife/PE. Foram utilizados os dados mensais do número de notificações de dengue para Região Metropolitana do Recife, disponibilizados pela Secretaria de Informação e Comunicação, no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2016. A partir dos modelos propostos foram feitas as predições e a análise residual. Avaliando os ajustes dos modelos, verificou-se que os modelos estimados são bons em prever observações em pequenos intervalos de tempo. Conclui-se que os modelos SARIMA e ARIMA conseguiram captar a dinâmica da série estudada, além de apresentar previsões mais acuradas do número de notificações de dengue para Região Metropolitana do Recife/PE. Portanto, esses modelos são boas ferramentas para auxiliar possíveis tomadas de decisão e realizar planejamentos estratégicos.

Palavras-chave: *Aedes Aegypti*; Modelagem; Previsão.

Abstract: Dengue is an infectious disease that, propagated by an arbovirus of the Flaviviridae family and transmitted to man through the bite of the female *Aedes Aegypti* mosquito. In Brazil, the first case mentioned was in the city of Recife/PE, in 1685. Since then, until the beginning of 1980, the vector would be eradicated both in the country and in other countries of America, if preventive measures were taken. Currently, it is present in Brazil in all 27 states of the Federation. The Box e Jenkins methodology was used in the study, with the objective of obtaining a statistical model that would allow predicting possible outbreaks of the disease in the Metropolitan Region of Recife/PE. The monthly data of the number of notifications of dengue for the Metropolitan Region of Recife, offered by the Information and Communication Department, from January 2000 to December 2016 were used. Evaluating the model adjustments, it was found that the estimated models are good at predicting observations in small time intervals. It is concluded that the SARIMA and ARIMA models were able to capture the dynamics of the series studied, as well as to present more accurate predictions of the number of dengue notifications for the Metropolitan Region of Recife/PE. Therefore, these models are good tools to assist in possible decision making and strategic planning.

Keywords: *Aedes Aegypti*; Modeling; Prediction.

†Autor correspondente: jucarlos123@hotmail.com.

Introdução

A dengue é uma doença infecciosa que, propagada por um arbovírus da família dos *Flaviviridae* e transmitida ao homem por meio da picada da fêmea do mosquito *Aedes Aegypti*, que inclui quatro sorotipos: DEN-1, DEN-2, DEN-3 e DEN-4 (LOPES; NOZAWA; LINHARES, 2014). Não é fácil reconhecer o mosquito da dengue. A principal diferença para os demais pernilongos é a coloração escura e pequenas manchas brancas pelo corpo com duas listras em forma de lira no tórax, além de ser menor que um pernilongo. Prefere-se reproduzir na água limpa, estagnada, facilmente encontrada em ambientes doméstico e peridoméstico (LUNA, 2016) ou objetos capazes de acumular água parada. No Brasil, o primeiro caso de notificação de dengue foi mencionado em 1685 na cidade do Recife/PE (SALLES et al., 2018). Só mais tarde, em 1955, o vetor foi erradicado do Brasil (RIZZI et al., 2017) em função do controle da febre amarela. No entanto, em 1980, houve a reintrodução do vetor no Brasil (MANIERO et al., 2016; SALLES et al., 2018). Recentemente, está presente no Brasil em todos os 27 estados da Federação.

Em 2017, segundo o Programa de Vigilância das Arboviroses da Secretaria Estadual de Saúde, o Estado de Pernambuco informou que entre os 184 municípios, 156 (84,7%) estão em risco de surto. Em relação aos anos anteriores, houve uma queda no número de pessoas adoecendo pelo arbovírus, mas deve-se ressaltar que o arbovírus não foi riscado do mapa. Embora o sistema de vigilância de dengue no Brasil tenha se mostrado consistente (BARBOSA et al., 2015), atualmente é um dos principais problemas de saúde pública do Brasil devido a reintrodução dos vírus da Chikungunya e Zika.

Ao longo das últimas décadas modelos matemáticos e estatísticos, mais precisamente análise de Séries Temporais (ST) aplicados a dados epidemiológicos, têm atraído um especial interesse entre vários pesquisadores, como medida de alertar a população sobre possíveis surtos futuros de doença. Um estudo extensivo realizado por Cortes et al. (2018), comparando e testando vários modelos para município do Recife, no período de 2001 a 2014, mostrou-se que o modelo ARIMA apresentou o melhor resultado.

Diante desta perspectiva, este trabalho consiste em aplicar modelos de ST aos totais mensais do número de notificações de dengue nos municípios da Região Metropolitana do Recife, no período de 2000 a 2016, a fim de encontrar o modelo que melhor representa seu caráter preditivo para os próximos anos, alertando assim, o risco de disseminação da doença para a população.

Metodologia

Caracterização da área

A Região Metropolitana Recife situa-se no estado de Pernambuco, localizado no centro-oeste da região Nordeste entre os paralelos $7^{\circ}18'17''$ e $9^{\circ}28'43''$ da latitude Sul e os meridianos de $34^{\circ}48'15''$ e $41^{\circ}21'22''$ longitude Oeste. Ocupa uma área de $3.216,262 \text{ km}^2$. A região é composta por 15 municípios: Abreu e Lima, Araçoaíba, Cabo do Santo Agostinho, Camaragibe, Goiana, Igarassu, Ilha de Itamaracá, Vale do Ipojuca, Itapissuma, Jaboatão dos Guararapes, Moreno, Olinda, Paulista, Recife e São Lourenço da Mata. A população estimada é de 4.054.866 habitantes (IBGE, 2018).

Dados

O conjunto de informações utilizadas para o desenvolvimento do trabalho refere-se ao número de notificações mensais de dengue na Região Metropolitana do Recife, disponibilizadas pela Secretaria de Informação e Comunicação (SIC), no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2016.

Sigmae, Alfenas, v.8, n.2, p. 584-595, 2019.

64ª Reunião da Região Brasileira da Sociedade Internacional de Biometria (RBRAS).

18º Simpósio de Estatística Aplicada à Experimentação Agronômica (SEAGRO).

Para a modelagem dos dados, utilizou-se a transformação logarítmica de Box-Cox na série $Z_t = \{z_t \in R | t = 1, 2, \dots, N\}$ com um incremento de uma unidade (MARTINEZ; SILVA; FABRO, 2011). Essa abordagem foi necessária para estabilizar a variância da série e o incremento uma unidade foi devido ao fato de que $\log(0) = -\infty$.

Teste de estacionariedade

Um processo é estritamente estacionário se suas características não são afetadas por uma variação ao longo do tempo. Com essa finalidade foi empregado o teste Dickey-Fuller aumentado (DFA) para verificar se o modelo $\Delta Z_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Z_{t-1} + a_t$ tem ou não raiz unitária (GUJARATI; PORTER, 2011), em que os coeficientes β_1 , β_2 e δ representam o drift da série, a tendência e o coeficiente de presença de raiz unitária e m é determinado de forma a que os erros se aproximam do processo ruído branco.

Diante disso, ao realizar um teste de hipóteses, primeiramente definem-se as hipóteses nula (H_0) e a alternativa (H_1), depois se fixa o nível de significância do teste (α) em 0,05.

1) Hipóteses:

$$\begin{cases} H_0 : \delta = 0, & Z_t \text{ não é estacionária} \\ H_1 : \delta < 1, & Z_t \text{ é estacionária.} \end{cases}$$

Sendo assim, sob H_0 a estatística do teste T é dado por:

$$T = \frac{\hat{\delta}}{S_{\hat{\delta}}} \quad (1)$$

em que $\hat{\delta}$ é o estimador do parâmetro associado a sua defasagem para o processo auto-regressivo, $S_{\hat{\delta}}$ é o desvio padrão dos parâmetros $\hat{\delta}$, e $a_t \sim N(\mu, \sigma^2)$.

2) Regra de decisão:

Se $T < T_c$ rejeita H_0 , onde os T_c da estatística T são calculados por Dickey e Fuller através de simulação Monte Carlo.

Teste para tendência

A tendência na ST representa o comportamento da série ao longo do tempo t , refletindo na evolução global no sentido do crescimento ou decréscimo do nível da série. Com esse intuito foi empregado o teste de Mann-Kendall.

1) Hipóteses:

$$\begin{cases} H_0 : \text{As observações da série não possuem tendências} \\ H_1 : \text{As observações da série possuem tendência monotônica no tempo.} \end{cases}$$

Seja $Z_t = \{z_t \in R | t = 1, 2, \dots, N\}$ as observações de uma série temporal. A partir do teste de Mann-Kendall (MK), foi analisado se a série é independente e identicamente distribuída. Sendo assim, sob H_0 a estatística do teste S é dada por

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \sigma(z_i - z_k) \quad (2)$$

em que

Sigmae, Alfenas, v.8, n,2, p. 584-595, 2019.

64ª Reunião da Região Brasileira da Sociedade Internacional de Biometria (RBRAS).

18º Simpósio de Estatística Aplicada à Experimentação Agronômica (SEAGRO).

$$\sigma(z) = \begin{cases} 1, & z > 0 \\ 0, & z = 0 \\ -1, & z < 0. \end{cases} \quad (3)$$

2) Regra de decisão:

Se $S < Z_{\frac{\alpha}{2}}$ rejeita H_0 , onde $Z_{\frac{\alpha}{2}}$ é o valor crítico de Z a partir da tabela padrão normal.

Teste de sazonalidade

A sazonalidade na ST representa o conjunto das flutuações com período igual ou inferior a um ano. Em algumas séries, principalmente séries com sazonalidades, o receio de não se ter observado as características periódicas da série é recorrente. Com esta finalidade foi empregado o teste de Kruskal-Wallis (KRUSKAL; WALLIS, 1952), que identifica se a série apresenta sazonalidade determinística .

1) Hipóteses:

$$\begin{cases} H_0 : \text{Não há sazonalidade determinística} \\ H_1 : \text{Há sazonalidade determinística.} \end{cases}$$

Suponha uma amostra de uma população de tamanho N , subdividida em k conjuntos de amostras de tamanho n_j , onde k representa o número total de anos e n_j as observações mensais ($n_j = 12$). Então, tem-se as seguintes amostras

$$Y_{ij}, j = 1, \dots, k, i = 1, \dots, n_j, N = \sum_{j=1}^k n_j \quad (4)$$

Substituindo as observações Y_{ij} por seus respectivos postos dentre todas as N observações, somando todos os postos em cada subgrupo j , ou seja

$$R_{.j} = \sum_{i=1}^{n_j} R_{ij}, j = 1, \dots, k. \quad (5)$$

Assim, a estatística H para o teste de Kruskal-Wallis (KW) é dada por

$$H = \frac{\frac{12}{N(N+1)} \sum_{i=1}^k n_i (R_{i.} - \frac{N+1}{2})^2}{1 - \frac{\sum_{j=1}^g t_j^3 - t_j}{N^3 - N}} = \frac{\left(\frac{12}{N(N+1)} \sum_{i=1}^k \frac{R_{i.}}{n_i} \right) - 3(N+1)}{1 - \frac{\sum_{j=1}^g t_j^3 - t_j}{N^3 - N}} \quad (6)$$

onde t é o número de observações repetidas no grupo j e g é o número de grupos com observações repetidas.

2) Regra de decisão:

Sob H_0 , para n_j suficientemente grande, ou $k \geq 4$, a distribuição de H pode ser aproximada por uma variável χ^2 com $k-1$ graus de liberdade. Portanto, rejeita-se a hipótese nula de não existência de sazonalidade determinística se $P_{H_0}(H \geq \chi_{(k-1), \alpha}^2) = \alpha$, tal que α é o nível de significância do teste.

Modelos Propostos

Segundo a literatura, modelos matemáticos e estatísticos, mais especificamente as ferramentas de análise de ST, têm sido amplamente utilizados para monitorar e prever a incidência de epidemias na população. Em populações específicas, esses modelos contribuíram para o entendimento da dinâmica do Zika Vírus (TENG et al., 2017), permitindo prever possíveis surtos em períodos subsequentes às séries estudadas. Entre esses modelos, destaca-se o uso do modelo Auto-Regressivo Integrado de Médias Móveis (ARIMA) e o sazonal (SARIMA), útil em situações em que os dados de séries temporais exibem flutuações sazonais periódicas que se repetem com aproximadamente a mesma intensidade a cada ano.

Particularmente, o modelo SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)¹² é uma generalização do modelo do ARIMA(p,d,q)¹² e ARMA(p,q), em que resulta na combinação do efeito sazonal (S=12) e de três componentes (ou filtros): AR(p), I(d) e MA(q).

Para Box et al. (2008), o modelo SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)¹² é definido por

$$\phi(B)\Phi(B)^S(\Delta^d\Delta^D Z_t) = \theta(B)\Theta(B^S)a_t \quad (7)$$

em que

- (i) $\Phi(B)^S$ e $\Theta(B)^S$ representam os coeficientes sazonais do filtro AR e do filtro MA, respectivamente.
- (ii) $(\Delta^d\Delta^D Z_t)$ é a série diferenciadas, com ordens d e D, sendo D a ordem de diferenciação sazonal.

Após a formulação e ajuste do modelo, realiza-se o método usado extensivamente em análise de séries temporais para prever h passos à frente o número de notificações mensais de dengue. Para a análise estatística dos dados, foram utilizados os softwares estatísticos RStudio Team (2015) e SPSS (2011).

Resultados

Para o período em estudo (Figura 1), observa-se que a incidência de dengue apresenta um comportamento sazonal aparente com picos epidêmicos mais frequentes nos meses verão do que nos meses inverno, quando o mosquito tem o clima ideal para se proliferar, resultado também corroborado pelo trabalho Oliveira et al. (2018), que afirmam que o número de notificações são maiores em períodos quentes e chuvosos. Vilches e Ferreira (2013), afirmam que a periodicidade dos picos epidêmicos de dengue pode ser explicada com a inclusão da sazonalidade e de uma fase entre as taxas de reposição e mortalidade do vetor.

Conforme mostrado na Tabela 1, pode-se observar pelo teste MK que os municípios de Araçoiaba, Camaragibe e São Lourenço da Mata não apresentaram uma tendência significativa (p-valor > 0,05). A partir dos resultados do teste DFA, pode-se verificar que a hipótese nula não foi rejeitada para o município Recife, sendo necessário aplicar a primeira diferença na série para torna-lá estacionária. Nota-se que, pelo teste de KW, observa-se que os municípios de Abreu e Lima, Goiana, Itapissuma e Paulista não apresentou sazonalidade determinística.

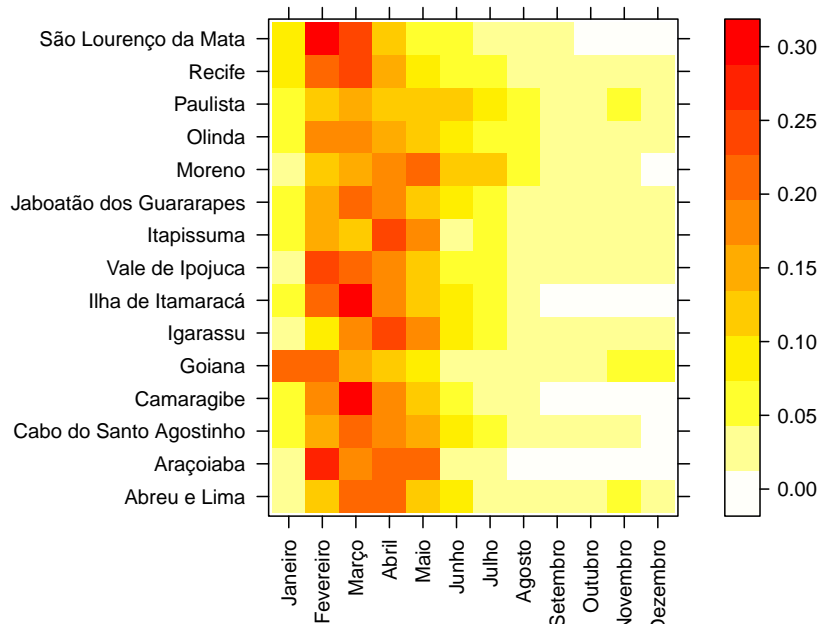


Figura 1: Porcentagem do número de notificações mensais de dengue para os municípios da Região Metropolitana do Recife-PE, no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2016. Fonte: Própria.

Tabela 1: Resultados obtidos com a aplicação dos respectivos testes, DFA, MK e KW para os 15 municípios da Região Metropolitana do Recife-PE no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2016. Fonte: Própria.

Municípios	Testes					
	DFA		MK		KW	
	Est.	pvalor	Est.	pvalor	Est.	pvalor
Abreu e Lima	-3,72	<0,01	0,37	<0,01	14,51	0.206
Araçoiaba	-4,66	<0,01	0,01	0,75	28,06	
Cabo do Santo Agostinho	-4,85	<0,01	0,09	<0,01	59,21	<0,01
Camaragibe	-3,8	<0,01	-0,003	0,94	24,98	<0,01
Goiana	-3,87	<0,01	0,27	<0,01	12,8	0.306
Igarassu	-4,65	<0,01	0,23	<0,01	29,15	<0,01
Ilha de Itamaracá	-4,64	<0,01	0,1	0,054	39,96	<0,01
Vale do Ipojuca	-4,78	<0,01	0,15	<0,01	39,03	<0,01
Itapissuma	-3,92	<0,01	0,25	<0,01	17,17	0.103
Jaboatão dos Guararapes	-4,26	<0,01	0,32	<0,01	21,64	<0,01
Moreno	-4,59	<0,01	0,19	<0,01	27,79	<0,01
Olinda	-4,48	<0,01	0,32	<0,01	24,27	<0,01
Paulista	-3,72	<0,01	0,39	<0,01	11,72	0.384
Recife	-3,35	0,06	0,25	<0,01	26,93	<0,01
São Lourenço da Mata	-4,59	<0,01	0,08	0,08	50,75	<0,01

Após a aplicação dos testes de DF, MK e KW, foi realizado o ajuste dos modelos para os 15 municípios, os quais se podem observar na Figura 3. A partir dos modelos ARIMA e SARIMA foram calculadas as predições dos meses de janeiro de 2017 a dezembro de 2020. Com base nos valores preditos pelo modelo, a um nível de 95% de confiança, espera-se que ocorram aproximadamente 40 (a), 12 (b), 302 (c), 120 (d), 168 (e), 85 (f), 24 (g), 72 (h), 12 (i), 486 (j), 60 (k), 377 (l), 120 (m), 288 (n) e 48 (o) notificações de dengue em 2019, o que indica uma redução em comparação ao ano de 2016. Essa redução se decore por ações preventivas utilizando métodos químicos, físicos e biológicos (TEIXEIRA; BARRETO; GUERRA, 1999; MONDELO et al., 2014). Além de estratégias genéticas que visam desenvolver genes letais ou capazes de

transformar os mosquitos estéreis (ZARA et al., 2016). Portanto, uma forma simples de prevenção é combater os focos que podem virar criadouro do *Aedes Aegypti*, mantendo o domicílio sempre limpo.

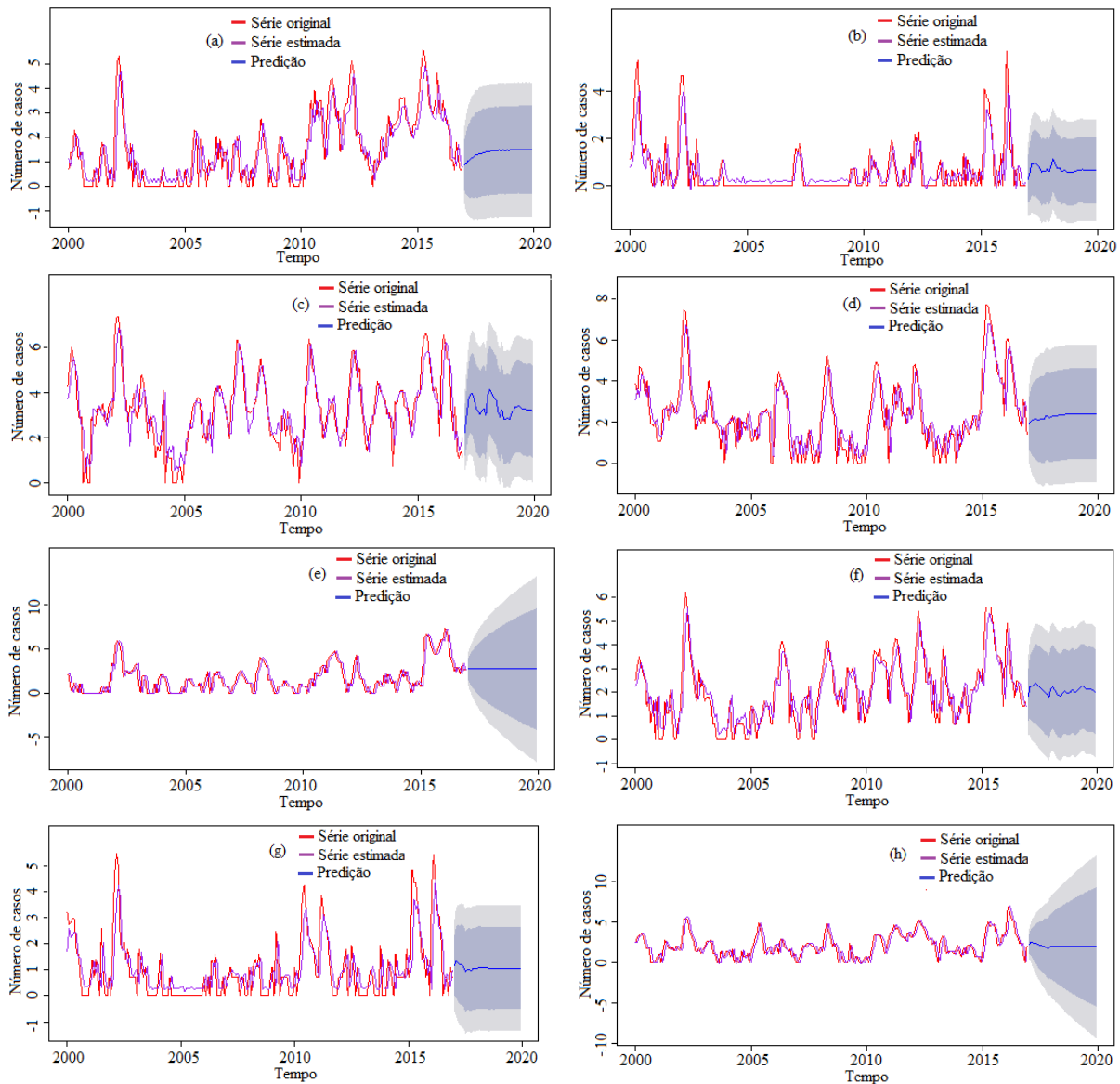


Figura 2: Resultado do ajuste e previsões dos modelos para os municípios da Região Metropolitana do Recife-PE: Abreu e Lima (a), Araçoaaba (b), Cabo do Santo Agostinho (c), Camaragibe (d), Goiana (e), Igarassu (f), Ilha de Itamaracá (g), Vale do Ipojuca (h) no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2016.

Fonte: Própria.

De acordo com os resultados do ajuste e previsões dos modelos apresentados na Figura 3, em 2002, a Região Metropolitana do Recife teve o maior número de casos ($n = 63.443$ casos) comparado com os anos subsequentes. Este resultado foi confirmado pela introdução do sorotipo DENV-3 no Brasil em 2001, responsável pela epidemia 2002, quando foram notificados aproximadamente 800 mil casos no continente americano (BARRETO; TEIXEIRA, 2008).

Em 2015, apontou-se 54.427 casos prováveis de dengue na Região Metropolitana do Recife a segunda maior incidência anual registrada, correspondendo a 49,08% dos casos ocorridos no estado de Pernambuco. Segundo relatório epidemiológico do Ministério da Saúde foram regis-

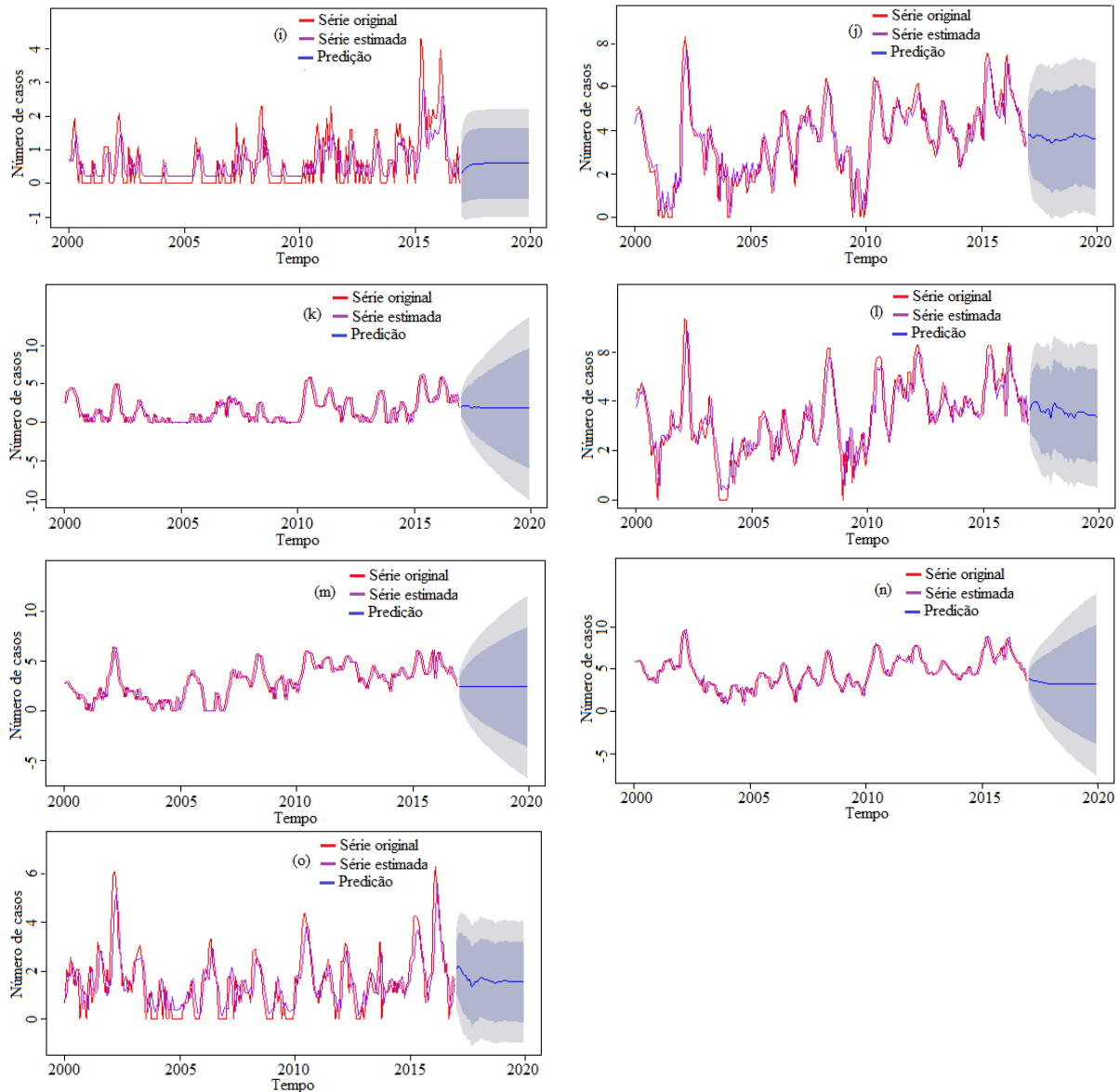


Figura 3: Resultado do ajuste e previsões dos modelos para os municípios da Região Metropolitana do Recife-PE: Itapissuma (i), Jaboatão dos Guararapes (j), Moreno (k), Olinda (l), Paulista (m), Recife (n) e São Lourenço da Mata (o), no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2016.

Fonte: Própria.

trados 1.688.688 casos prováveis de dengue, febre de chikungunya e febre pelo vírus Zika em 2015, a maior incidência anual registrada no Brasil desde a implementação da vigilância em 1980 (MARTELLI et al., 2015).

Para os municípios de Abreu e Lima, Goiana, Paulista e Itapissuma o modelo ARIMA se adequou melhor aos dados, onde o município de Goiana e Paulista aderiram o mesmo modelo. Já para os municípios restantes, o modelo SARIMA conseguiu captar o comportamento da série original (Figura 3). Concluindo assim, que os modelos descritos na Figura 3 foram os melhores que se ajustaram aos dados através do critério BIC proposto por Schwarz et al. (1978). Valores distintos foram observados por Cortes et al. (2018), que constataram que os melhores modelos para os municípios Goiana e Recife, no período de janeiro de 2001 a dezembro de 2015, foram o SARIMA(1,0,2)(1,1,2)¹² e ARIMA(1,1,3)¹² sem as componentes de sazonalidades.

Sigmae, Alfenas, v.8, n,2, p. 584-595, 2019.

64ª Reunião da Região Brasileira da Sociedade Internacional de Biometria (RBRAS).

18º Simpósio de Estatística Aplicada à Experimentação Agronômica (SEAGRO).

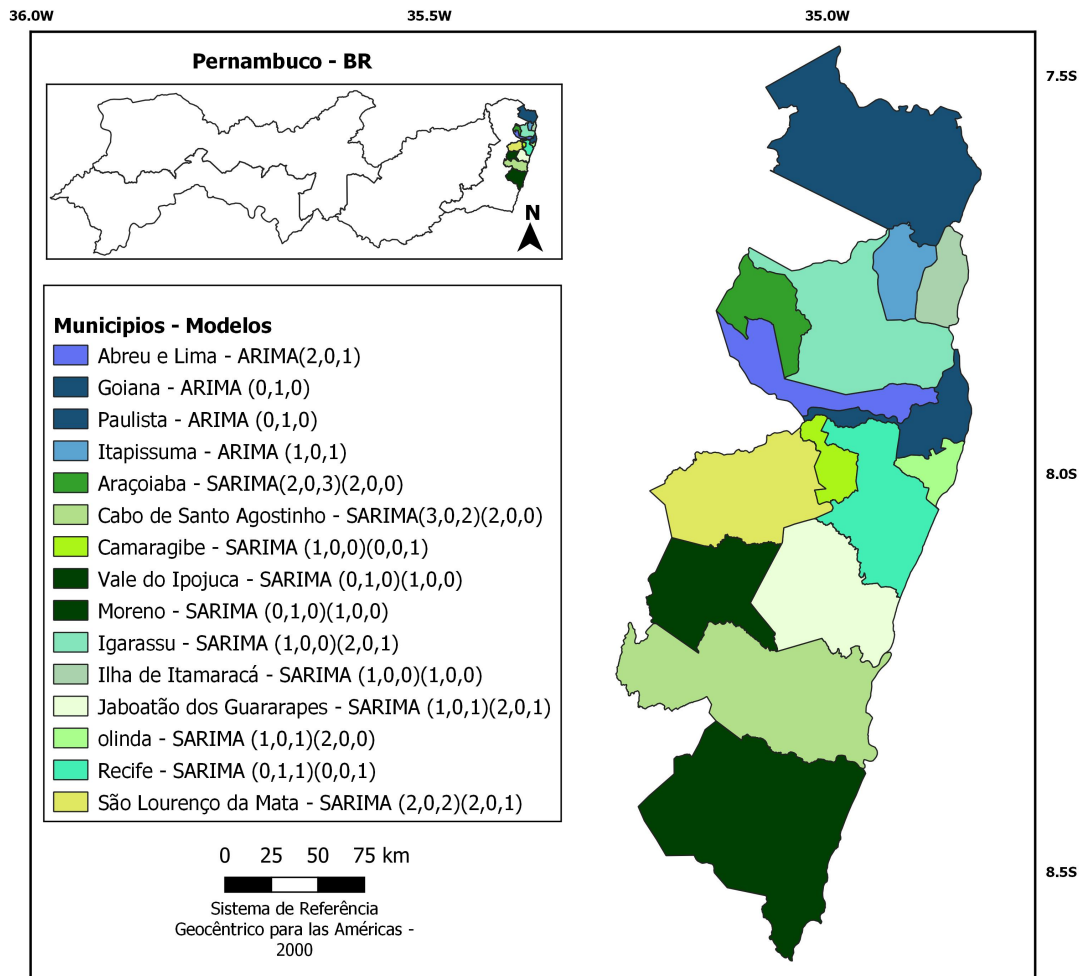


Figura 4: Espacialização da adequação dos modelos para a Região Metropolitana do Recife-PE.
Fonte: Própria.

Avaliando os resíduos Figura 5, verificou-se que os resíduos não seguem distribuição Normal e os pontos que se desviam da não normalidade nas caudas foram os surtos de 2002 e 2015. No entanto, os resíduos se comportam como uma sequência de variáveis aleatórias independentes, identicamente distribuídas com média zero e variância constante. Portanto, esses modelos conseguem captar o nível e inclinação, mas não as flutuações, logo, os modelos são bons em prever as observações em pequenos intervalos de tempo. Um estudo extensivo realizado por Phung et al. (2015) e Gabriel, Alencar e Miraglia (2019), modelando a incidência de dengue, encontraram valores distintos, em relação aos resíduos, em que sugerem que os resíduos do modelo seguem distribuição normal.

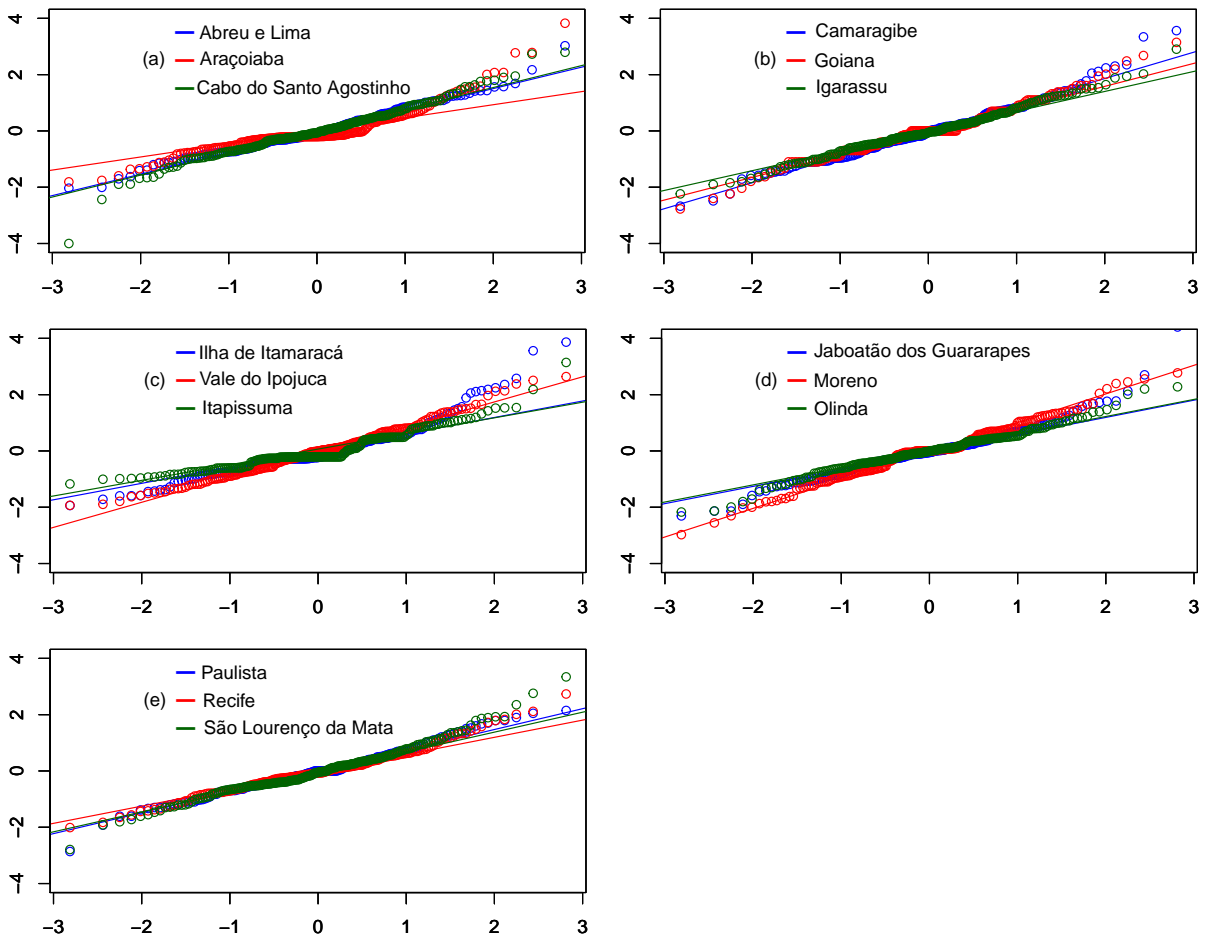


Figura 5: Gráficos da análise de resíduo dos modelos $ARIMA(p,d,q)^{12}$ $SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)^{12}$ para os municípios (a),(b),(c),(d) e (e), 2000 a 2016.

Fonte: Própria.

Conclusão

Concluiu-se com os resultados obtidos que os modelos estimados ARIMA e SARIMA para os 15 municípios da Região Metropolitana do Recife apresentaram os melhores resultados, uma vez que o modelo SARIMA inclui a informação da sazonalidade na série são indicados para descrever o comportamento da epidemia, em que a incidência de dengue apresenta um ciclo sazonal. Contudo, para os municípios de Abreu e Lima, Goiana, Itapissuma e Paulista não foi observado o mesmo comportamento, apresentando evidências heterogêneas dos padrões temporais, ou seja, o melhor modelo estimado foi ARIMA sem a componente sazonal. Este resultado pode estar associado a condições climáticas, onde há diferenças na intensidade de transmissão. Adicionalmente, os modelos SARIMA e ARIMA possuem a capacidade de fazer previsão com boa acurácia dos números de notificações de dengue para os 15 municípios, como também sendo uma boa ferramenta para auxiliar o direcionamento das ações de controle do vetor, planejamento em saúde e intervenções, com o objetivo de reduzir os riscos de transmissão da doença.

Agradecimentos

Os autores agradecem à Universidade Federal Rural de Pernambuco pelo apoio e à Capes pela concessão do apoio financeiro.

Referências

- BARBOSA, J. R.; BARRADO, J. C. S.; ZARA, A. L. S. A.; SIQUEIRA JÚNIOR, J. B. Avaliação da qualidade dos dados, valor preditivo positivo, oportunidade e representatividade do sistema de vigilância epidemiológica da dengue no Brasil, 2005 a 2009. *Epidemiologia e Serviços de Saúde*, v. 24, p. 49-58, 2015.
- BARRETO, M. L.; TEIXEIRA, M. d. G. L. C. Dengue no Brasil: situação epidemiológica e contribuições para uma agenda de pesquisa. *Estudos Avançados*, v. 22, n. 64, p. 53-72, 2008.
- BOX, G. E.; JENKINS, G. M.; REINSEL, G. C.. *Time series analysis: Forecasting and Control*. John Wiley e Sons. Hoboken, NJ, 2008.
- CORTES, F. et al. Time series analysis of dengue surveillance data in two Brazilian cities. *Acta tropica*, Elsevier, v. 182, p. 190-197, 2018.
- GABRIEL, A.; ALENCAR, A.; MIRAGLIA, S. Dengue outbreaks: unpredictable incidence time series. *Epidemiology e Infection*, Cambridge University Press, v. 147, 2019.
- GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. *Econometria Básica-5*. [S.l.]: Amgh Editora, 2011.
- IBGE. Estimativas da população. 2018. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas-novoportal/sociais/populacao/9103-estimativas-de-populacao.html?=&t=downloads>. Acesso em: 21/03/2019.
- KRUSKAL, W. H.; WALLIS, W. A. Use of ranks in one-criterion variance analysis. *Journal of the American statistical Association*, Taylor e Francis Group, v. 47, n. 260, p. 583-621, 1952.
- LOPES, N.; NOZAWA, C.; LINHARES, R. E. C. Características gerais e epidemiologia dos arbovírus emergentes no Brasil. *Revista Pan-Amazônica de Saúde*, v. 5, n. 3, p.55-64, 2014.
- LUNA, G. T. Adesão às medidas de prevenção da dengue por profissionais de saúde e população do distrito de cardosos na cidade de Urucânia/MG: cogestão no combate ao mosquito transmissor, 2016.
- MANIERO, V. C. et al. Dengue, chikungunya e zika vírus no Brasil: situação epidemiológica, aspectos clínicos e medidas preventivas. *Almanaque multidisciplinar de pesquisa*, v. 1, n. 1, 2016.
- MARTELLI, C. M. T. et al. Economic impact of dengue: multicenter study across four Brazilian regions. *PLoS neglected tropical diseases*, Public Library of Science, v. 9, n. 9, p. e0004042, 2015.
- MARTINEZ, E. Z.; SILVA, E. A. S. d.; FABBRO, A. L. D. A sarima forecasting model to predict the number of cases of dengue in campinas, state of são paulo, brazil. *Revista da Sigmae*, Alfenas, v.8, n,2, p. 584-595, 2019.
- 64ª Reunião da Região Brasileira da Sociedade Internacional de Biometria (RBRAS).
18º Simpósio de Estatística Aplicada à Experimentação Agronômica (SEAGRO).

- Sociedade Brasileira de Medicina Tropical, SciELO Brasil, v. 44, n. 4, p.436-440, 2011.
- MONDELO, R. E. et al. Uso de membrana de drenaje para evitar acumulación de agua y posibles criaderos de aedes aegypti (linnaeus 1762)(diptera: Culicidae) en neumáticos desechables. Revista Cubana de Medicina Tropical, v. 66, n. 2, p. 210-218, 2014.
- OLIVEIRA, M. A. C. de A. et al. Perfil das notificações de dengue e sazonalidade no município de Ubá-MG, 2015 a 2016. Revista Científica FAGOC-Saúde, v. 2, n. 2, p. 9-14, 2018.
- PHUNG, D. et al. Identification of the prediction model for dengue incidence in Can tho city, a Mekong Delta area in Vietnam. Acta tropica, Elsevier, v. 141, p. 88-96, 2015.
- RIZZI, C. B. et al. Considerações sobre a dengue e variáveis de importância à infestação por Aedes Aegypti. Hygeia, v. 13, n. 24, p. 24-40, 2017.
- RStudio Team. RStudio: Integrated Development Environment for R. Boston, MA, 2015. Disponível em: <https://www.rstudio.com/>
- SALLES, T. S. et al. History, epidemiology and diagnostics of dengue in the American and Brazilian contexts: a review. Parasites e vectors, BioMed Central, v. 11, n. 1, p. 264, 2018.
- SCHWARZ, G. et al. Estimating the dimension of a model. The annals of statistics, Institute of Mathematical Statistics, v. 6, n. 2, p. 461-464, 1978.
- SPSS, I. Ibm spss statistics base 20. Chicago, IL: SPSS Inc, 2011.
- TEIXEIRA, M. d. G.; BARRETO, M. L.; GUERRA, Z. Epidemiology and preventive measures of dengue. Informe Epidemiológico do SUS, Centro Nacional de Epidemiologia/Fundação Nacional de Saúde/Ministério da Saúde, v. 8, n. 4, p. 5-33, 1999.
- TENG, Y. et al. Dynamic forecasting of Zika epidemics using Google Trends. PLoS One, Public Library of Science, v. 12, n. 1, p. e0165085, 2017.
- VILCHES, T.; FERREIRA, C. Um modelo para a dengue com influência sazonal. TEMA (São Carlos), SciELO Brasil, v. 14, n. 3, p. 279-290, 2013.
- ZARA, A. L. d. S. A. et al. Estratégias de controle do Aedes Aegypti: uma revisão. Epidemiologia e Serviços de Saúde, SciELO Public Health, v. 25, p. 391-404, 2016.