

## DETECÇÃO DE *HOT SPOTS* FUTUROS DE CASOS DE DENGUE EM MINAS GERAIS

Thiago R. dos Santos<sup>1,2</sup>, Ricardo Tavares<sup>3</sup>

**Resumo:** *Este artigo apresenta uma maneira para identificar e detectar hot spots futuros de casos de dengue em Minas Gerais, bem como mapas de risco futuro podem ser construídos através das previsões para as notificações futuras de casos de Dengue. Além disso, é possível estudar e aprender mais sobre a interação entre espaço e tempo dos hot spots. Um monitoramento da dinâmica espacial dessas áreas é realizado com base nas previsões do número de casos de dengue obtidas por modelos de séries temporais (modelos de alisamento exponencial). Se os casos estão distribuídos de forma aleatória ou se existe algumas áreas com quantidade discrepante de casos em relação as demais podem ser avaliados através da estatística Scan espacial de Kulldorf [7]. As previsões são próximas dos dados reais quando avaliamos-as para os municípios. Baseado na previsão da incidência de dengue para o ano de 2009 para cada município, considerando os dados de Dengue entre 2001 e 2008 em MG, mapas de risco são construídos e clusters primários são identificados via a estatística Scan. Os resultados são comparados com os dados reais em 2009 e são muito satisfatórios, fornecendo uma boa estimativa (aproximação).*

**Palavras-chave:** *Taxa Relativa de dengue, Séries Temporais, Modelos de Holt-Winters, Estatística Scan Espacial, clusters.*

**Abstract:** *This article presents a way to identify and detect future hot spots of dengue fever in Minas Gerais, as well as some risk maps that may be built based on the forecasts. Besides, it is possible to study and learn more about the interaction of the hot spots in the space and time. A monitoring of spatial dynamic of these areas is done using the forecasting of the number of the dengue fever cases obtained via the exponential smoothing models. If the cases are distributed in a random way spatially or if there are some areas with a large amount of the cases compared to other areas, they can be evaluated by the Kulldorf's Spatial scan statistics. The forecast of the cities are close to the true values omitted. Based on the forecast of dengue incidence in 2009 for each city, assuming the data in the period from 2001 to 2008, some risk maps are built and the primary clusters are identified via the Spatial scan statistics. The results are compared to the real data in 2009 and are very satisfactory, providing a good estimate (approximation).*

**Keywords:** *Dengue incidence, Time Series, Holt-Winters' model, Spatial Scan Statistics, clusters.*

---

<sup>1</sup>Depto de Estatística - Universidade Federal de Minas Gerais. e-mail: [thiagords@ufmg.br](mailto:thiagords@ufmg.br).

<sup>2</sup>Agradecimento à UFMG pelo apoio financeiro via programa Recém-doutor da Pró-reitoria de Pesquisa (PrPq).

<sup>3</sup>DEST - UFOP. e-mail: [rtavares77@gmail.com](mailto:rtavares77@gmail.com).

# 1 Introdução

Atualmente a dengue é um dos problemas de saúde pública mais relevantes no mundo em regiões tropicais. O vírus dengue é transmitido pelo mosquito *Aedes aegypti* e destaca-se no cenário mundial como uma doença de crescente importância epidemiológica [21, 22]. A Organização Mundial de Saúde estima um total entre 50 a 100 milhões de casos de Dengue no mundo [16]. No mundo atual, a distribuição de casos de Dengue está por toda faixa tropical e se expande cada vez mais para as faixas subtropicais [6]. O mosquito *A. aegypti*, principal vetor do vírus Dengue, está presente em todos os estados brasileiros e a infestação do *Aedes albopictus* (potencial vetor de Dengue) cresce no país, fato que preocupa o Ministério da Saúde [11]. Em Minas Gerais, no ano de 2009, foram confirmados 42.880 casos de dengue, segundo a SES [17].

Uma das principais preocupações em vigilância da saúde pública é a detecção de clusters de doenças, ou seja, a presença de uma taxa alta ao redor de uma determinada localização. Muitos métodos têm sido propostos para detecção de clusters, ver [5]. Nesse contexto, [7] propôs uma estatística baseada em varreduras para identificar áreas de alta ou baixa incidência cujo tamanho e localização são variáveis. Ele denominou-a de estatística Scan espacial, cuja significância das áreas encontradas é avaliada via Monte Carlo. Além disso, metodologias têm sido desenvolvidas e usadas para prever ocorrências desses casos [10], o que pode ajudar na prevenção e controle da doença.

A modelagem estatística tem sido empregada em estudos que procuram entender relações entre o espaço e o tempo no estudo de doenças [7, 9, 8, 14]. De acordo com [18], as metodologias de séries temporais, por exemplo, os modelos ARIMA e de alisamento exponencial têm sido empregados na detecção prospectiva de clusters, bem como os métodos que puramente incorporam a informação espacial [7, 9]. [8] propôs a estatística Scan espaço-tempo, que combina as idéias espaciais e temporais. Uma boa revisão sobre esses métodos podem ser encontradas em [18]. Uma contribuição deste trabalho é a junção dessas metodologias (modelos de alisamento exponencial e estatística Scan espacial) levando em conta o espaço e o tempo de uma maneira simples e fácil de se entender, seguindo uma idéia similar em [8]. A seguir, apresentamos um levantamento bibliográfico de estudos envolvendo o fenômeno dengue.

[1] fizeram uma análise da incidência de dengue na cidade de São José do Rio Preto, SP, durante uma epidemia (sorotipo 1), ocorrida em 1995, em função de áreas geográficas definidas através de variáveis econômico-sociais com base na distribuição de renda e no nível educacional.

[3] apresentaram questões relevantes à transmissão e controle do mosquito *Aedes aegypti*. Eles buscaram compreender a ecologia do mosquito e a influência das condições climáticas (temperatura, pluviosidade, altitude) no seu ciclo vital.

[13] analisaram o impacto da variabilidade de temperatura e das marés sobre a transmissão do *Vírus Barmah Forest* (VBF) e desenvolveram um modelo de previsão baseado na temperatura para estudar o VBF na região de Gladstone na Austrália. O modelo adotado foi o SARIMA com as seguintes variáveis: temperatura mínima e máxima, pluviosidade e umidade relativa, a indicação de maré alta e maré baixa e o tamanho da população estudada.

[20] avaliaram os impactos das variações climáticas sobre a ocorrência de dengue em uma cidade metropolitana do Sul de Taiwan por meio de análise de séries temporais. Os modelos autoregressivos integrados e de médias móveis (ARIMA) mostraram que a incidência de dengue foi negativamente associada ao desvio de temperatura mensal. [10] utilizaram a metodologia de Box-Jenkins para ajustar um modelo auto-regressivo integrado de média móvel (ARIMA) à incidência de dengue no Rio de Janeiro, Brasil, 1997-2004.

Uma das contribuições e objetivos deste artigo é a junção dessas técnicas e metodologias levando em conta o espaço (Estatística Scan Espacial) e o tempo (modelos de alisamento exponencial, método automático) de uma maneira simples e fácil de se implementar. Há um grande interesse na detecção de hot spots futuros, para que medidas e decisões sejam tomadas a tempo para se evitar epidemias. A combinação de técnicas de previsão de valores futuros no tempo e de detecção de clusters no espaço nos permite isso.

Este trabalho tem os seguintes objetivos principais:

- Calcular as previsões mensais para o número de casos notificados para cada município do estado via modelos de alisamento exponencial;
- Calcular a taxa relativa de Dengue para cada município de MG em 2009, baseada nas observações e previsões. Além disso, construir mapas de risco com a taxa relativa.
- Agregar essas previsões mensais para a identificação de hot spots dengue para 2009.
- Estudar e aprender mais sobre a interação espaço e tempo desses hot spots [12, 19].

Este artigo está organizado da seguinte forma: A Seção 2 apresenta a metodologia (os modelos de alisamento exponencial, o cálculo das previsões para os municípios e a estatística Scan espacial), a Seção 3 mostra os resultados e, finalmente, a Seção 4 conclui o trabalho e reporta algumas perspectivas de trabalhos futuros que podem ser desenvolvidos.

## 2 Material e métodos

Nesta seção é apresentada a metodologia usada neste artigo, isto é, os modelos de alisamento exponencial, o cálculo das previsões para os municípios e a Estatística Scan Espacial, nesta ordem.

### 2.1 Modelos de Holt-Winters

Uma série temporal consiste em um conjunto de observações ou medidas ordenadas no tempo, e é denotada por  $Y_t$ . Se estas observações possui uma estrutura de autocorrelação, é possível prevê-las e, assim, fornecer bases para compreender o comportamento do evento ao qual tem-se interesse em estudar.

Uma técnica de previsão simples e comum em séries temporais é o modelo de alisamento exponencial [2]. A ideia é prever algum valor futuro  $Y_{n+k}$  dada uma história passada de observações até o tempo  $n$ . Inicialmente vamos assumir que não exista tendências sistemáticas ou efeitos sazonais no processo, ou que elas tenham sido identificadas e removidas. A média do processo pode mudar de um instante de tempo para o outro, mas não se tem informações sobre a provável direção destas mudanças. O modelo é dado por

$$Y_t = \mu_t + w_t$$

em que  $\mu_t$  é a média (nível) não-estacionária do processo no instante  $t$ ,  $w_t$  são desvios aleatórios independentes com média 0 e desvio padrão  $\sigma$ . Dado que não existe tendência sistemática, uma estimativa razoável e intuitiva da média no instante  $t$  é dada por uma média ponderada da observação no instante  $t$  e a estimativa da média no instante  $t - 1$ , ou seja,

$$a_t = \alpha Y_t + (1 - \alpha)a_{t-1} \quad 0 < \alpha < 1. \quad (1)$$

Em que  $a_t$  é a média móvel exponencialmente suavizada no instante  $t$ .  $\alpha$  determina a quantidade de alisamento e é denominado de parâmetro de alisamento. Se  $\alpha$  está próximo de 1, existe pouco alisamento e  $a_t$  é aproximadamente  $Y_t$ .

No caso que assumimos não ter tendências sistemáticas e nem efeitos sazonais, as previsões feitas no tempo  $n$  para qualquer tempo a frente são apenas a média (nível) estimada no tempo  $n$ . A equação de previsão é dada por

$$\hat{Y}_{n+k|n} = a_n \quad k = 1, 2, \dots$$

Da equação 1,  $a_t$  pode ser reescrito de duas outras formas úteis. Primeiro, podemos escrever a soma de  $a_{t-1}$  e uma proporção do erro de previsão a um passo a frente,  $Y_t - a_{t-1}$ ,

$$a_t = \alpha(Y_t - a_{t-1}) + a_{t-1} \quad (2)$$

Em segundo lugar, por repetidas substituições recursivas podemos obter

$$a_t = \alpha Y_t + \alpha(1 - \alpha)Y_{t-1} + \alpha(1 - \alpha)^2 Y_{t-2} + \dots$$

Esta forma de escrever facilita ver que  $a_t$  é uma combinação linear das observações atuais e passadas, com peso maior para as observações mais recentes. A restrição  $0 < \alpha < 1$  garante que os pesos  $\alpha(1 - \alpha)^i$  tornem-se menores quando  $t$  cresce.

Para qualquer dado  $\alpha$ , o modelo na equação 2 junto com o valor inicial  $a_1 = Y_1$  pode ser usado para calcular  $a_t$  para  $t = 2, 3, \dots, n$ . Os erros de previsão a um passo à frente,  $e_t$ , são dados por

$$e_t = Y_t - \hat{Y}_{t|t-1} = Y_t - a_{t-1}$$

Em geral, a estimativa do parâmetro de alisamento,  $\alpha$ , é obtido pela minimização da soma de quadrados dos erros de previsão a um passo à frente.

Os modelos de Suavização Exponencial de Holt-Winters (SEHW) são adequados para séries temporais que apresentam tendência e sazonalidade. Os padrões sazonais podem ser divididos em aditivos (SEHWA) ou multiplicativos (SEHWM). A diferença é que no modelo SEHWA, parte do pressuposto que a amplitude da variação sazonal permanece constante ao longo do tempo, já no modelo SEHWM, que a amplitude da variação sazonal varia ao longo do tempo.

O método de Holt-Winters generaliza a equação 1, e a forma sazonal aditiva de suas equações de suavização dos componentes não-observáveis para uma série  $\{Y_t\}$  com período  $p$  é

$$a_t = \alpha(Y_t - s_{t-p}) + (1 - \alpha)(a_{t-1} + b_{t-1}) \quad (3)$$

$$b_t = \beta(a_t - a_{t-1}) + (1 - \beta)b_{t-1} \quad (4)$$

$$s_t = \gamma(Y_t - a_t) + (1 - \gamma)s_{t-p} \quad (5)$$

em que  $a_t$ ,  $b_t$ , e  $s_t$  são o nível estimado, a inclinação e o efeito sazonal no instante  $t$ , e  $\alpha$ ,  $\beta$  e  $\gamma$  são os parâmetros de alisamento.

O algoritmo recursivo e as estimativas dos componentes não observáveis do modelo de Holt-Winters com sazonalidade multiplicativa é dado por

$$a_t = \alpha \left( \frac{Y_n}{s_{t-p}} \right) + (1 - \alpha)(a_{t-1} + b_{t-1}) \quad (6)$$

$$b_t = \beta(a_t - a_{t-1}) + (1 - \beta)b_{t-1} \quad (7)$$

$$s_t = \gamma(Y_t - a_t) + (1 - \gamma)s_{t-p} \quad (8)$$

A equação de previsão no tempo  $n + k$  é dada por

$$\hat{Y}_{n+k|n} = (a_n + kb_n)s_{n+k-p} \quad k \leq p \quad (9)$$

A estimativa do parâmetro de alisamento para o modelo de Holt-Winters é baseada na minimização da soma dos quadrados dos erros de previsão a um passo à frente.

## 2.2 Cálculo das previsões para os municípios

Foi ajustado o modelo de Holt-Winters para cada série mensal do logaritmo natural do número de casos notificados mensais de dengue no período de 2001 a 2008 para cada município de MG cujo número total histórico de casos é maior que 2. Contudo, a maioria dos municípios apresentaram um número de casos baixo. A vantagem desse modelo é que se trata de um método automático, sabendo que as séries são compostas em geral pelos componentes nível, tendência e sazonalidade, basta especificar o modelo de Holt-Winters e obter as previsões, sem passar por uma extensa de identificação. Isso reduz muito a dimensionalidade do nosso problema, uma vez que temos que ajustar um modelo para cada série dos municípios.

Como as previsões são calculadas para o estado inteiro para 2009, podemos identificar os clusters espaciais de dengue.

Com as previsões e limites de confiança anuais (agregadas) georreferenciados e com a população total dos municípios de 2009, aplicamos a estatística scan espacial para identificar os clusters de dengue no ano 2009. Além disso, mapas do risco (taxa) estimados para MG em 2009 são construídos.

### 2.3 Estatística Scan Espacial

A estatística Scan espacial para a detecção de conglomerados espaciais proposta por [7]. Com base em um mapa dividido em  $m$  regiões, com população total  $N$  e casos totais  $C$  de algum fenômeno observável conhecidos, por exemplo número de casos de Dengue. A seguinte pergunta pode ser de interesse para muitos: o número total de casos estão distribuídos de forma aleatória nestas áreas? Existe uma região do mapa em que há algum total de casos discrepante dos demais? O teste avalia as seguintes hipóteses:

$$\begin{cases} H_0 : \text{não há cluster no mapa} \\ H_a : \text{há cluster no mapa} \end{cases}$$

Para estudar esse método precisamos da definição de zona. Uma zona é denotada por  $z$  e definida como sendo qualquer conjunto conexo de regiões. Denote  $Z$  como sendo o conjunto das áreas  $z$  candidatas a cluster. Seja ainda  $p$  a probabilidade de um indivíduo qualquer pertencente a  $z$  vir a ser um caso e  $q$  a probabilidade de um indivíduo qualquer não pertencente a  $z$  vir a ser um caso. Tais probabilidades são independentes para todos os indivíduos.

O teste proposto por [7] baseia-se no teste da razão de verossimilhança, ou seja, numa razão que compara a verossimilhança sob  $H_a$  em relação a de  $H_0$ . Tomamos como parâmetro neste caso  $(z; p; q)$ , em que  $z$  denota uma zona em  $Z$ . Sob a hipótese de não existir cluster no mapa (hipótese nula), o número de casos em uma zona  $z$  segue uma distribuição Poisson, com média proporcional à população, ou seja, o número esperado de casos nessa zona  $z$  é obtido pela razão entre a população da zona  $z$  e a população total do mapa, multiplicada pelo número total de casos no mapa. A notação que adotamos neste contexto é a seguinte:  $n(z)$  é a população dentro de  $z$ ,  $c(z)$  é o número de casos em  $z$ . Assim, sob a hipótese nula, o número esperado de casos na zona  $z$  será dado por:  $\mu(z) = \frac{n(z)}{N}C$ .

Defina  $L(z)$  como a verossimilhança sob a hipótese alternativa e  $L_0$  a verossimilhança sob a hipótese nula. [7] mostrou que, para a situação em que os dados segue uma distribuição de Poisson, a estatística do teste da razão de verossimilhança  $LR(z)$  é calculada da seguinte maneira

$$LR(z) = \frac{L(z)}{L_0} = \begin{cases} I(z)^{c(z)} O(z)^{C-c(z)}, & \text{se } I(z) > 1; \\ 1, & \text{caso contrário.} \end{cases}$$

em que  $I(z) = \frac{c(z)}{\mu(z)}$  é o risco relativo dentro de  $z$ , e  $O(z) = \frac{C-c(z)}{C-\mu(z)}$  é o risco relativo fora de  $z$ .

O numerador desta razão está associado com a hipótese alternativa de que as taxas dentro e fora da zona são diferentes, enquanto que o denominador se associa com a hipótese nula, isto é, essas taxas são iguais.

A estatística acima é calculada para cada zona avaliada por uma varredura de janela circular. Para cada um dos  $m$  centróides das regiões do mapa, centra-se um círculo que inicialmente constitui uma zona, em seguida o raio aumenta de forma a abranger a segunda região mais próxima daquela que representa o centro do círculo, depois o raio aumenta e abrange a terceira região mais próxima do centro do círculo, e assim por diante. Cada círculo representa uma zona que será avaliada pelo método. O raio desses círculos varia entre zero e um número real maior que zero e geralmente assume um valor de 30 % ou 50 % do tamanho da população total do mapa.

A zona  $\hat{z}$  para a qual a  $LR(z)$  é maximizada, ou seja,  $LR(\hat{z}) \geq LR(z), \forall z \in Z$  é definida como o cluster mais plausível.

O teste proposto por [7] procura identificar cluters sem especificação prévia de sua localização e tamanho, não exigindo nenhuma restrição no formato dos clusters. A liberdade em avaliar clusters de qualquer formato geográfico diminui o poder de detecção [4].

### 3 Resultados e discussões

Esta seção mostra os resultados obtidos pelas análises de séries temporais e de estatística espacial. Os casos notificados de dengue mensais para os municípios do estado de Minas Gerais foram fornecidos, para fins acadêmicos, pela Superintendência de Epidemiologia da Secretaria de Estado da Saúde/SES-MG, referentes aos anos de 2001 a 2009. A modelagem das séries temporais é realizada pelo modelo de Holt-Winters e baseada nos dados mensais de 2001 a 2008. Em seguida, são construídas as previsões para o ano de 2009, que são comparadas com os dados reais, conforme descrito nas próximas seções. Por simplicidade, dada a grande quantidade de municípios, é apresentado os resultados de previsão para BH.

#### 3.1 Modelagem da Série Temporal de casos de Dengue

##### 3.1.1 Análise descritiva

A série dos casos notificados mensais de dengue para os municípios de Minas Gerais, disponíveis para os anos de 2001 a 2009, é composta de 108 observações. Os dados referentes ao ano de 2009 serão removidos dessa primeira etapa, e no final, utilizados para comparar com as previsões para 2009 obtidas a partir das informações de 2001 a 2008. A Figura 1 mostra o comportamento desses casos ao longo do período de 2001 a 2008. Observa-se que a série é composta pelos componentes de erro, nível e de sazonalidade, apresentando ausência da componente de tendência.

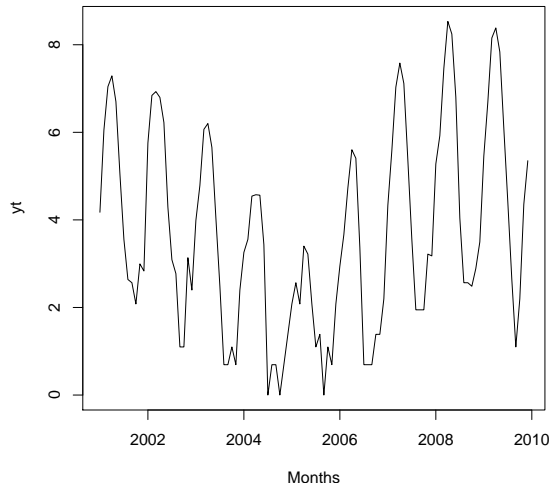


Figura 1: Gráfico do logaritmo da série dos casos de dengue em BH, 2001-2009.

Observando o comportamento e as características da série, podemos indicar um modelo Holt & Winters para a sua modelagem. São ajustados um modelo para cada município do estado de MG, cujo número total de casos não é tão próximo de zero. Como o método de Holt & Winters é um método automático dada a especificação dos componentes da série, a dimensionalidade da modelagem foi reduzida. Mostraremos como exemplo a série de BH. O teste de Shapiro-Wilk rejeitou a hipótese de normalidade dos dados com um p-valor menor que 0,0001, por isso

optamos trabalhar com a série na escala logarítmica.

A Figura 1 apresenta a análise exploratória da série transformada para o período de 2001 a 2009. A assimetria da série transformada é bem inferior nessa série transformada.

Com a série transformada o modelo foi ajustado, mas as próximas seções apresentarão apenas o ajuste final e as previsões para o ano de 2009 através do modelo de Holt & Winters. Posteriormente, trabalharemos espacialmente na identificação dos clusters.

### 3.1.2 Previsão via um modelo de Holt & Winters

A Tabela 1 apresenta as estimativas dos parâmetros do modelo de suavização exponencial de Holt-Winters para o município de BH.

Tabela 1: Ajuste do modelo de suavização exponencial de Holt-Winters

Coefficientes	Estimativas	Coefficientes	Estimativas
a	6,06	$s_6$	1,38
b	0,10	$s_7$	0,78
$s_1$	-1,01	$s_8$	0,47
$s_2$	1,19	$s_9$	0,45
$s_3$	1,54	$s_{10}$	0,42
$s_4$	1,78	$s_{11}$	0,49
$s_5$	1,72	$s_{12}$	0,58

Constantes:  $\hat{\alpha} = 0,200$ ;  $\hat{\beta} = 0,100$  e  $\hat{\gamma} = 0,990$ .

Através de uma análise gráfica dos resíduos verificam-se as hipóteses do modelo de independência e variância constante. Essa informação visual pode ser comprovada com testes.

A Tabela 2 mostra a comparação dos dados reais com a previsão do modelo de Holt & Winters, incluindo o intervalo de previsão de 95% de confiança para essas previsões e o erro de previsão. Observa-se que os casos previstos também ficaram próximos dos casos reais. O intervalo de previsão possui o total de casos reais para todos os meses da comparação.

Tabela 2: Previsões do número de casos notificados em BH no ano de 2009 pelo modelo de Holt & Winters. Os intervalos de previsão foram construídos com nível de 95% de confiança.

Mês	real	Previsão	LI	LS
Jan	234	815	0	1989
Fev	801	1013	0	2215
Mar	3478	2244	1010	3478
Abr	4379	4890	3618	6161
Mai	2531	3108	1795	4422
Jun	442	160	0	1519
Jul	81	576	0	834
Ago	13	503	0	963
Set	2	377	0	1148
Out	8	247	0	1342
Nov	77	107	0	1551
Dez	210	38	0	1767

A seção 3.2 irá mostrar a análise de detecção de clusters a partir das previsões do modelo de Holt & Winters para cada município.

### 3.2 Detecção de cluters para os dados de dengue

Com os as previsões dos casos de dengue para cada um dos municípios de MG, passamos para a análise dos dados no espaço. Em Epidemiologia é comum a utilização da taxa bruta ou dos valores absolutos para avaliar a incidência dos casos de dengue, porém essas medidas não são plausíveis neste contexto.

O mapa com os 853 municípios de Minas Gerais está apresentado na Figura 2 (a). Inicialmente, observe a distribuição espacial do número de casos para o ano de 2009 está na Figura 2 (b). A legenda dos mapas está em faixas de percentis, ou seja, os municípios marcados da cor mais escura são aqueles cuja população (Figura 2 (a)) ou o número de casos (Figura 2 (b)) está entre os 5% maiores. Os municípios marcados com a segunda cor mais escura são os que possuem a população ou o número de casos entre os 5% e 10% maiores e, assim, sucessivamente.

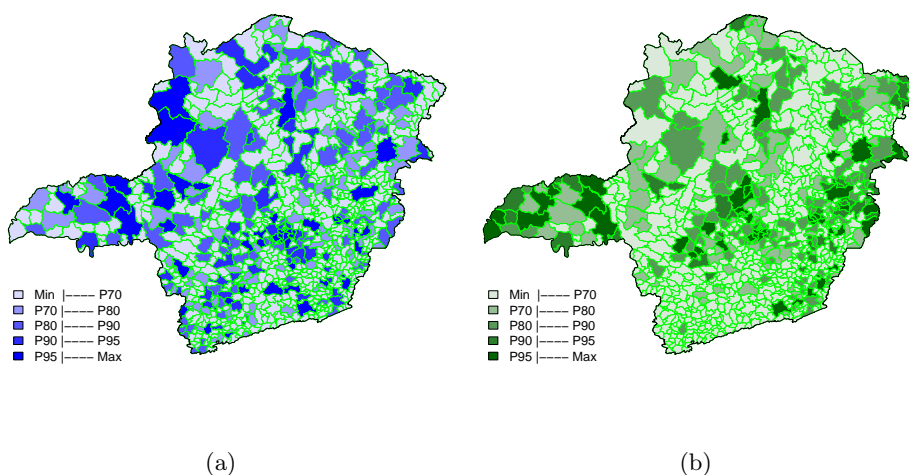


Figura 2: População(2(a)) vs. casos observados(2(b)), MG, 2009.

Uma medida relativa, uma taxa relativa oubo risco relativo (RR), sempre é mais indicada para comparar informações de diversas subpopulações, que neste caso são os municípios. Portanto, na Figura 3 a taxa relativa de um determinado município  $j$  no ano de 2009 é definida como seu número de casos dividido pela sua população (ver Figura 2) multiplicado por 100 mil.

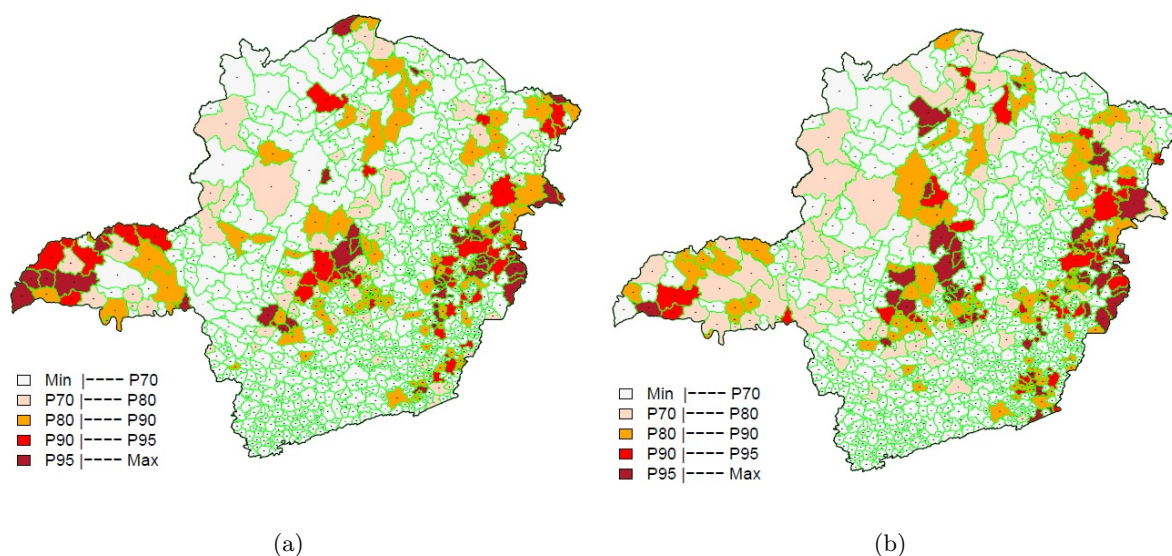


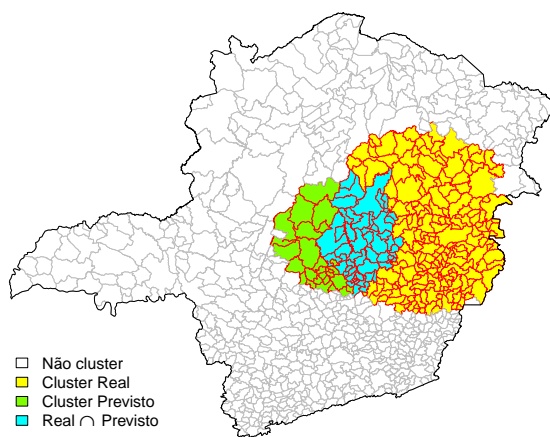
Figura 3: Taxa relativa dos casos observados (3(a)) vs. Taxa relativa baseada na previsão dos casos (3(b)), MG, 2009.



A legenda do mapa está em faixas dos percentis, ou seja, os municípios marcados da cor mais escura são aqueles cujas taxas de dengue pertencem ao grupo das 5% maiores. Os municípios marcados com a segunda cor mais escura são os que possuem taxas entre as 10% e 5% maiores e, assim, sucessivamente até a última faixa que indica as cidades cujas taxas estão entre a menor e 70% maiores. O mapa de taxas relativas (Figura 3 (b)) baseado nas previsões dos casos para 2009 fornece uma aproximação razoável para as taxas relativas observadas em 2009 (Figura 3 (a)). Determinamos as faixas dos percentis a partir de 70%, pois aproximadamente 70% dos municípios possuem menos de 2 casos notificados de dengue em 2009.

A Estatística Scan Espacial é calculada levando em conta o tamanho populacional dos municípios e também os casos esperados para cada região em uma hipótese de não haver um cluster espacial no mapa.

A Figura 4 (a) provêm os clusters primários de dengue detectados para os dados agregados reais e previstos de 2009. As regiões em verde, amarelo e azul indicam os clusters com os dados reais, previstos e a interseção dos mesmos, respectivamente. Observe que o método conseguiu identificar o cluster primário para o ano de 2009.



(a)

Figura 4: (a) clusters primários das previsões e dos dados observados para o ano de 2009.

## 4 Conclusões

O objetivo principal deste artigo foi tentar prover uma estratégia para detectar e monitorar clusters espaciais de casos de dengue futuros a partir de modelos de séries temporais e de técnicas espaciais. A grande contribuição deste estudo é a combinação dessas técnicas e metodologias levando em conta o espaço (via Estatística Scan Espacial) e o tempo (via modelos de alisamento exponencial).

O trabalho também apresentou um comparativo destes cenários com os casos reais em 2009. A partir do total de casos notificados de Dengue, em cada mês, para cada município de Minas Gerais durante os anos de 2001 até 2008, utilizamos o modelo de alisamento de Holt-Winters para se obter previsões do total de casos de Dengue para cada mês de 2009 e município. As previsões foram bastante razoáveis.

Com a previsão total de casos notificados de dengue para o ano de 2009 em cada município de MG, Construimos mapas da taxa relativa para os dados reais e para as previsões de cada localidade. Além disso, a Estatística Scan Espacial detectou os clusters primários para a previsão

e casos reais, os quais possuem várias regiões de interseção. Além disso, o mapa de risco, baseado na previsão, forneceu uma boa aproximação.

A utilização de modelos com variáveis preditoras, como chuva, temperatura, circulação de um novo vírus, na previsão dos casos de dengue também é trabalho interessante. Um outro trabalho futuro seria a análise espacial, usando uma extensão da estatística scan espacial para detectar clusters com o formato irregular. Outro estudo muito interessante seria o cálculo das previsões de um município, levando em conta também as previsões da vizinhança de uma determinada localidade.

## Referências

- [1] COSTA, A. I. P.; NATAL, D. Distribuição espacial da dengue e determinantes socioeconômicos em localidade urbana no Sudeste do Brasil. **Revista de Saúde Pública**. v. 32, n. 3, p. 232-236, 1998.
- [2] CHATFIELD, C. (1980). **The Analysis of Time Series: An Introduction**. London, Chapman and Hall.
- [3] DONALÍSIO, M. R.; GLASSER, C. M. Vigilância Entomológica e Controle de Vetores do Dengue. **Revista Brasileira de Epidemiologia**. v. 5, n. 3, p. 259-272, 2002.
- [4] DUCZMAL, L. H.; KULLDORF, M.; HUANG, L. Evaluation of spatial scan statistics for irregularly shaped disease clusters. **Journal of Computational & Graphical Statistics**. v. 15, n. 1, p. 428-442, 2006.
- [5] DUCZMAL, L. H.; DUARTE, A. R.; TAVARES, R. **Extensions of the scan statistic for the detection and inference of spatial clusters**. In: **Scan Statistics - Methods and Applications**. Springer. 2009.
- [6] FUNASA. Dengue instruções para pessoal de combate ao vetor: manual de normas técnicas. **Ministério da Saúde, Fundação Nacional de Saúde 3ed, Brasília**, 2001. Acesso em: julho de 2012.
- [7] KULLDORF, M. A Spatial Scan Statistic. **Communications in Statistics: Theory and Methods**. v. 26, n. 6, p. 1481-1496, 1997.
- [8] KULLDORF, M.; HEFFERMAN, R.; HARTMAN, J.; ASSUNÇÃO, R.; MOSTASHARI, F. A space time permutation scan statistic for disease outbreak detection. **PLoS Medicine**. v. 2, n. 3, p. e59,2005.
- [9] KULLDORF, M.; ATHAS, W.F.; FEURER, E.J.; MILLER, B.A.; KEY, C.R. Evaluating cluster alarms: a space-time scan statistic and brain cancer in Los Alamos, New Mexico. **American Journal of Public Health**. v. 88, n. 9, p. 1377-1380,1998.
- [10] LUZ, P. M.; MENDES, B. V. M.; CODEÇO, C. T.; STRUCHINER, C. J.; GALVANI, A. P. Time Series Analysis of Dengue Incidence in Rio de Janeiro, Brazil. **American Journal of Tropical Medicine and Hygiene**. v. 79, n. 6, p. 933-939, 2008.
- [11] Ministério da Saúde. Todos contra a dengue. [www.saude.gov.br/saude](http://www.saude.gov.br/saude) - Ministério da Saúde. **Abordagens Espaciais na Saúde Pública, Brasília. Fundação Oswaldo Cruz**, 2005. Acesso em: fevereiro de 2011.
- [12] MONDINI, A.; BRONZONI, R. V. M.; NUNES, S. H. P.; NETO, F. C.; MASSAD, E.; ALONSO, W. J.; Lázzaro, E. S. M.; Ferraz, A. A.; Zanotto, P. m. A. A.; Nogueira, M. L. Spatio-Temporal Tracking and Phylodynamics of an Urban Dengue 3 Outbreak in São Paulo, Brazil. **PLoS - Neglected Tropical Diseases**. v. 3, n. 1, p. 1-15, 2009.

- [13] NAISH, S.; HU, W.; NICHOLLS, N.; MACKENZIE, J. S.; McMICHAEL, A. J.; DALE, P.; TONG, S. Weather Variability, Tides, and Barmah Forest Virus Disease in the Gladstone Region, Australia. **Environmental Health Perspectives**. v. 114, n. 5, p. 678-683, 2006.
- [14] NOBRE, S. A. A.; SCHMIDT, A.; LOPES, H. F. Spatio-temporal models for mapping the incidence of malaria in Pará. **Environmetrics**. v. 16, n. 3, p. 291-304, 2005.
- [15] Organização Mundial da Saúde. **Dengue hemorrágica: diagnóstico, tratamento, prevenção e controle**. São Paulo. 2001. Acesso em: fevereiro de 2011.
- [16] RIGÁU-PEREZ, J.G.; CLARK, G.G.; GUBLER, D.J.; REITER, P.; SANDERS, E.J.; VORNDAM, A.V.. Dengue and dengue haemorrhagic fever. **Lancet**. v. 352, n. 9132, p. 971-977, 1998.
- [17] Secretaria de Estado de Saúde de Minas Gerais. Superintendência de Epidemiologia, Gerência de Vigilância Ambiental, 2010. Acesso em: julho de 2012. Disponível em: [http://www.saude.mg.gov.br/noticias\\_e\\_eventos/arquivos/Analise%20dengue.pdf](http://www.saude.mg.gov.br/noticias_e_eventos/arquivos/Analise%20dengue.pdf)
- [18] UNKEL, S.; FARRINGTON, C. P.; GARTHWAITE, P. H.; ROBERTSON, C.; ANDREWS, N. Statistical methods for the prospective detection of infectious disease outbreaks: a review. **Journal of the Royal Statistical society: Series A**. v. 175, n. 1, p. 49-82, 2012.
- [19] WALLER, L. A.; GOTWAY, C. A. **Applied Spatial Statistics for Public Health Data**. John Wiley & Sons: New Jersey, 2004.
- [20] WU, P.; GUO, H.; LUNG, S.; LIN, C.; SU, H. Weather as an effective predictor for occurrence of dengue fever in Taiwan. **Acta Tropica**. v. 103, n. 1, p. 50-57, 2007.
- [21] WHO. Dengue hemorrhagic fever. Diagnosis, treatment, prevention and control. **World Health Organization, Ginebra, Suíça**, 1998. Acesso em: julho de 2012.
- [22] WHO. Dengue hemorrhagic fever. Diagnosis, treatment, prevention and control. **World Health Organization, Ginebra, Suíça**, 2002. Acesso em: julho de 2012.