

Estimativa da prevalência da esquistossomose usando krigeagem

Ricardo José de Paula Souza e Guimarães¹

Corina da Costa Freitas¹

Luciano Vieira Dutra¹

Carlos Alberto Felgueiras¹

Sandra da Costa Drummond²

Guilherme Corrêa Oliveira³

Omar dos Santos Carvalho³

¹ Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais - INPE
Caixa Postal 515 - 12227-010 - São José dos Campos - SP, Brasil
{ricardo, corina, dutra, carlos}@dpi.inpe.br

² Secretaria de Estado de Saúde/MG
Rua Sapucaí, 429 - 30150-050 - Belo Horizonte - MG, Brasil
sandra.drummond@saude.gov.br

³ Centro de Pesquisas René Rachou/Fiocruz-MG
Av. Augusto de Lima, 1717 - 30190-002 - Belo Horizonte - MG, Brasil
{oliveira, omar}@cpqrr.fiocruz.br

Abstract. Schistosomiasis mansoni is endemic in 54 countries in the Americas and Africa. In Brazil, it is estimated that 4 to 6 million people are infected. Despite advances in knowledge in the field of schistosomiasis, the disease remains a serious public health problem in the country, requiring greater investments in preventive measures such as sanitation and health education. The use of Geographic Information Systems (GIS) tools help to map and understand the spatial distribution of the disease. This study used the geostatistical tool (kriging) of the Georeferenced Information Processing System (SPRING) to estimate the prevalence of schistosomiasis in areas without information. The resulting map was a regular grid of 1 km in the endemic area. The average prevalence per municipality was estimated by kriging and it was compared with the prevalence of Brazilian Schistosomiasis Control Program (PCE) in 255 municipalities. With a significance level of 0.05, it was found that there is no significant difference between the average prevalence estimated and obtained. The kriging can be used to estimate the prevalence of schistosomiasis in the municipalities of the State of Minas Gerais where the prevalence was not determined by the PCE. The results of this tool can be used to better allocate resources for studies in areas with medium and high prevalence.

Palavras-chave: GIS, schistosomiasis, krig, SIG, esquistossomose, krigeagem.

1. Introdução

A esquistossomose mansoni é uma doença endêmica em 54 países das Américas e da África (WHO, 1985; Chitsulo et al., 2000). No Brasil, estima-se que 4 a 6 milhões de pessoas estejam infectadas e 70% dos casos estejam concentrados nos estados de Minas Gerais e da Bahia (Drummond et al., 2006). O agente etiológico é o trematódeo *Schistosoma mansoni*. A endemia apresenta-se nas formas aguda ou crônica, com sintomatologia variada, mas com predominância intestinal. Por vezes, podem surgir formas graves, com extensa fibrose hepática, hipertensão porta, esplenomegalia e comprometimento do sistema nervoso central.

O tratamento da esquistossomose é simples e gratuito, devido à disponibilidade de drogas nos serviços de saúde. Estas drogas são administradas com acompanhamento médico por via oral e em dose única, com ação rápida e pouca sintomatologia (Katz e Carvalho, 1983; Katz et al., 1989). No entanto, a prevalência da doença permanece em regiões endêmicas e vem se expandindo, principalmente na periferia dos grandes centros urbanos (Graeff et al., 1999; Neves, 2000). Isto se deve, na maioria das vezes, a reinfecções de indivíduos já tratados. Estes indivíduos ficam em constante exposição ao agente infectante tornando-se necessário repetir a

conduta terapêutica. Além disto, a falta de saneamento básico nas periferias dos centros urbanos e a utilização de recursos hídricos para atividades econômicas, principalmente o turismo, vem também contribuindo para a expansão desta doença (Massara et al., 2008).

Os hospedeiros intermediários do parasito são moluscos do gênero *Biomphalaria*. Existem no estado de Minas Gerais sete espécies deste gênero: *B. glabrata*, *B. straminea*, *B. tenagophila*, *B. peregrina*, *B. schrammi*, *B. intermedia* e *B. occidentalis*. Entretanto, apenas as três primeiras são hospedeiras intermediárias do parasito na natureza (Katz e Carvalho, 1983; Carvalho et al., 1988, 1989, 1997).

A distribuição dos hospedeiros intermediários do parasito em Minas Gerais associada às condições ecoepidemiológicas favoráveis confere à esquistossomose caráter expansivo até mesmo para as áreas consideradas endêmicas (Katz e Carvalho, 1983; Carvalho et al., 1988, 1989).

Apesar dos avanços dos conhecimentos no campo da esquistossomose, a doença continua a ser um grave problema de saúde pública no país, exigindo maiores investimentos em medidas preventivas, como saneamento e educação em saúde.

Supõe-se que fatores ambientais influenciem a distribuição espacial da doença, portanto certas ferramentas computacionais, como Sistemas de Informações Geográficas (SIG) e Sensoriamento Remoto (SR) podem possibilitar uma análise mais complexa de um grande número de informações e a visualização dos resultados desta análise em mapas gráficos. O SR tem sido utilizado e adaptado para diversas áreas e desde os anos setenta foi aplicado às ciências sociais e saúde (Cline 1970). A aplicação das técnicas de SIG e SR para o mapeamento de risco de doenças parasitárias, incluindo a esquistossomose, têm sido feito ao longo dos últimos 15 anos (Raso et al., 2005). Essas técnicas se tornaram ferramentas importantes para a concepção e implementação de programas de controle (Brooker et al., 2002), possibilitando indicar uma melhor distribuição de recursos que permita um direcionamento mais adequado para o controle da doença (Bavia et al., 2001; Beck et al., 1997).

A estimativa da esquistossomose usando SIG foi utilizada pela primeira vez nas Filipinas e no Caribe por Cross e colaboradores (Cross e Bailey, 1984; Cross et al., 1984). No Brasil estudos utilizando SIG foram realizados na Bahia (Bavia et al., 1999, 2001), Pernambuco (Barbosa et al., 2004; Galvão et al., 2010) e Minas Gerais (Freitas et al., 2006; Guimarães et al., 2006, 2008, 2009, 2010a, 2010b; Martins-Bedé et al., 2009, 2010).

Este trabalho utilizou a krigagem por indicação do software Sistema de Processamento de Informações Georeferenciadas (SPRING) para estimar a prevalência da esquistossomose em Minas Gerais.

2. Metodologia

Krigeagem por indicação pode ser definida como uma técnica de inferência estatística, que permite a estimativa dos valores e das incertezas associadas ao atributo durante o processo de espacialização de uma propriedade amostrada. Trata-se de um estimador de krigagem não linear, pois é aplicado sobre um conjunto amostral cujos valores do atributo foram modificados segundo uma transformação não linear (Felgueiras, 1999).

De acordo com Felgueiras (1999), a krigagem por indicação é tida como não-paramétrica, por não considerar nenhum tipo de distribuição de probabilidade a priori para a variável aleatória. Ao invés disso, ela possibilita a construção de uma aproximação discretizada da função de distribuição acumulada da variável aleatória.

Um atributo espacial dentro de uma região A da superfície terrestre pode ser modelado, de um ponto de vista geostatístico, como uma função aleatória (Isaaks e Srivastava, 1989; Deutsch e Journel, 1998). Para cada posição $\mathbf{u} \in A$, o valor do atributo de um dado espacial pode ser considerado como uma variável aleatória (VA) $Z(\mathbf{u})$, que pode assumir diferentes

valores com uma probabilidade de ocorrência associada. A função de distribuição acumulada condicionada (fdac) de $Z(\mathbf{u})$ condicionada aos n pontos amostrados pode ser definida por (Deutsch e Journel, 1998):

$$F(\mathbf{u}; z | (n)) = Prob\{Z(\mathbf{u}) \leq z | (n)\} \tag{1}$$

A $F(\mathbf{u}; z | (n))$ modela a incerteza sobre os valores de $z(u)$, em posições \mathbf{u} não amostradas, considerando-se as n amostras.

A função de distribuição univariada de uma VA pode ser aproximada utilizando-se krigeagem por indicação. Esse processo inicia na transformação das VAs $Z(\mathbf{u})$ em VAs por indicação $I(\mathbf{u}; z_k)$ definida por:

$$I(\mathbf{u}; z_k) = \begin{cases} 1 & \text{se } Z(\mathbf{u}) \leq z_k \\ 0 & \text{se } Z(\mathbf{u}) > z_k \end{cases} \tag{2}$$

onde: z_k é um valor de corte $k=1,2,\dots,K$, pertencendo ao domínio do atributo.

É necessário que a quantidade de amostras codificadas com valor 1 seja suficiente para se definir, com sucesso, um modelo de variografia para cada valor de corte (Journel, 1983).

O valor esperado da VA por indicação, $E\{I(\mathbf{u}; z_k) | (n)\}$, fornece uma estimativa $F^*(\mathbf{u}; z_k | (n))$ para a fdac de $Z(\mathbf{u})$, no valor estimado de corte z_k e condicionado aos n dados amostrais:

$$\begin{aligned} E\{I(\mathbf{u}; z_k) | (n)\} &= 1 \cdot Prob\{I(\mathbf{u}; z_k) = 1 | (n)\} + 0 \cdot Prob\{I(\mathbf{u}; z_k) = 0 | (n)\} = \\ &= 1 \cdot Prob\{I(\mathbf{u}; z_k) = 1 | (n)\} = F^*(\mathbf{u}; z_k | (n)) \end{aligned} \tag{3}$$

Essa estimativa, quando realizada por uma krigeagem ordinária, como definido na equação (4), sobre o conjunto de valores por indicação, fornece uma inferência por regressão de mínimos quadrados para a função de distribuição no valor estimado de corte z_k . Um conjunto de estimativas $F^*(\mathbf{u}; z_k | (n))$, obtidos em diferentes valores de corte k , pode levar a uma aproximação da função de distribuição completa de $Z(\mathbf{u})$.

A krigeagem por indicação ordinária, cuja expressão de estimação se resume a:

$$F_o^*(\mathbf{u}; z_k | (n)) = \sum_{\alpha=1}^{n(u)} \lambda_{o\alpha}(\mathbf{u}; z_k) i(\mathbf{u}_\alpha; z_k) \tag{4}$$

Os pesos $\lambda_{o\alpha}(\mathbf{u}; z_k)$ são obtidos pela solução do seguinte sistema:

$$\begin{cases} \sum_{\beta=1}^{n(u)} \lambda_{o\beta}(\mathbf{u}; z_k) C_1(\mathbf{h}_{\alpha\beta}; z_k) + \phi(\mathbf{u}; z_k) = C_1(\mathbf{h}_\alpha; z_k) \quad \forall \alpha = 1, 2, \dots, n(u) \\ \sum_{\beta=1}^{n(u)} \lambda_{o\beta}(\mathbf{u}; z_k) = 1 \end{cases} \tag{5}$$

onde: $\phi(\mathbf{u}; z_k)$ é o parâmetro de Lagrange, $\mathbf{h}_{\alpha\beta}$ é o vetor definido entre posições \mathbf{u}_α e \mathbf{u}_β , \mathbf{h}_α é o vetor definido entre as posições \mathbf{u}_α e \mathbf{u} , $C_1(\mathbf{h}_\alpha; z_k)$ é a autocovariância definida por $\mathbf{h}_{\alpha\beta}$ e $C_1(\mathbf{h}_\alpha; z_k)$ é a autocovariância definida por \mathbf{h}_α . As autocovariâncias são determinadas pelo modelo de variografia teórico definido pelo conjunto I quando $z = z_k$.

A krigeagem por indicação ordinária fornece, para cada valor z_k de corte, a estimativa da mínima quadrática da esperança condicional da VA $I(\mathbf{u}; z_k)$. Utilizando esta propriedade, podem-se calcular as estimativas dos valores da fdac de $Z(\mathbf{u})$ para vários valores de z_k , pertencentes ao domínio de $Z(\mathbf{u})$. O conjunto dos valores estimados para das fdac's de $Z(\mathbf{u})$, nos valores de corte, é considerado uma aproximação discretizada da fdac real de $Z(\mathbf{u})$. Quanto maior a quantidade de valores de corte melhor é a aproximação. Os valores de probabilidades discretizados podem ser usados diretamente para se estimar valores característicos da distribuição, tais como: valor médio, variância, moda, quantis e outros.

Estimam-se as probabilidades acumuladas univariadas $p_k(\mathbf{u})$, $k=1,\dots,K$, dos valores de corte k . Essas probabilidades são utilizadas para inferência do valor e da incerteza da VA na localização \mathbf{u} não amostradas. O valor estimado para a VA numérica pode ser o valor médio ou a mediana da distribuição. A incerteza, $Unc(\mathbf{u})$, pode ser determinada pela variância $\sigma^2 = E\{(Z(\mathbf{u}) - E\{Z(\mathbf{u})\})^2\}$, e essa variância pode ser utilizada para se definir intervalos de confiança do tipo:

$$\text{Prob}\{Z(\mathbf{u}) \in [z^*(\mathbf{u}) \pm 2\sigma(\mathbf{u})]\} \cong 0,95 \quad (6)$$

quando a variável apresenta um nível de simetria que possibilita supor a hipótese de normalidade.

Para distribuições altamente assimétricas, uma medida mais robusta é o intervalo interquartil definido como a diferença entre o maior e o menor quartil:

$$Q = z_{0,75}^*(\mathbf{u}) - z_{0,25}^*(\mathbf{u}) \text{ onde } z_p^* = F^{*-1}(\mathbf{u}, p | (n)) \quad (7)$$

A partir da fdac inferida, $F^*(\mathbf{u}; z | (n))$, pode-se derivar vários intervalos de probabilidade tais como o intervalo 95%, $[q_{0,025}; q_{0,975}]$, tal que:

$$\text{Prob}\{Z(\mathbf{u}) \in [q_{0,025} - q_{0,975}] | (n)\} = 0,95 \quad (8)$$

com $q_{0,025}$ e $q_{0,975}$ sendo os quantis 0,025 e 0,975, respectivamente, da fdac. Os valores do atributo, referentes aos quantis, são estimados a partir da função de ajuste e dos valores de corte usados na krigeagem por indicação.

A incerteza pode ser estimada, também, para intervalos de valores do atributo. A probabilidade de um valor $z(\mathbf{u})$ estar dentro de um intervalo $(a, b]$ qualquer, chamado intervalo de probabilidade, é computado como a diferença entre os valores da fdac para os limiares b e a :

$$\text{Prob}\{Z(\mathbf{u}) \in (a, b] | (n)\} = F(\mathbf{u}, b | (n)) - F(\mathbf{u}, a | (n)) \quad (9)$$

2.1. Conjunto amostral

Foram utilizados 999 pontos representados por 999 localidades com dados da prevalência obtidos do Programa de Controle da Esquistossomose (PCE) para a realização da krigeagem no software Sistema de Processamento de Informações Georeferenciadas - SPRING (Camara et al., 1996).

O procedimento de ajuste, do semivariograma experimental, não é direto e automático, mas sim interativo, pois nesse processo o intérprete faz um primeiro ajuste e verifica a adequação do modelo teórico (Camargo, 1997).

Depois dos modelos de variogramas ajustados para cada quartil (quartil inferior, mediana e quartil superior), procedimentos de krigeagem por indicação foram aplicados para obter uma aproximação da função de distribuição condicional das variáveis aleatórias. Utilizando a função de distribuição, foi construído o mapa de distribuição espacial da prevalência estimada da esquistossomose junto com as suas correspondentes incertezas para todos os municípios da área endêmica da esquistossomose de Minas Gerais.

2.2. Teste de hipótese para diferença entre as médias de prevalência do PCE e estimada pela krigeagem

Foram utilizados os seguintes métodos para determinar a prevalência:

- P1 - Prevalência do PCE por município;
- P2 - Prevalência estimada (krigeagem) do município pela média.

Com o objetivo de verificar se havia diferença significativa entre as médias da prevalência associadas às diferentes metodologias utilizadas (P1 com P2), nos 255 municípios que continham informações de prevalência do PCE, procedeu-se ao teste de hipóteses.

Utilizou-se o procedimento tradicional de teste de hipóteses, descrito em Chase e Bown (1986), detalhado abaixo.

1. Hipótese nula: $H_0 : \mu_i - \mu_j = 0$, onde μ_i e μ_j representam as verdadeiras médias de prevalência dos municípios b_i e b_j

Hipótese alternativa: $H_1 : \mu_i - \mu_j \neq 0$

2. Nível de significância $\alpha = 0,05$

3. Teste estatístico:

$$z = \frac{(\bar{x}_i - \bar{x}_j) - (\mu_i - \mu_j)}{\sqrt{\left(\frac{\sigma_i^2}{n_i}\right) + \left(\frac{\sigma_j^2}{n_j}\right)}} \quad (10)$$

onde: σ_i^2 e σ_j^2 são as variâncias das prevalências para as metodologias i e j .

Essas variâncias são estimadas a partir das variâncias amostrais, utilizando os dados das amostras de tamanho n_i e n_j associadas às prevalências das metodologias utilizadas i e j , respectivamente.

4. Região crítica: $z \geq 1,96$ ou $z \leq -1,96$; onde z é o valor, na distribuição normal padrão, do qual a área abaixo da fração de distribuição é 0,025.

5. Decisão: Aceita-se H_0 se $-1,96 \leq z \leq 1,96$; e conclui que não existe diferença significativa entre as médias

Aceita-se H_1 se $z \geq 1,96$ ou $z \leq -1,96$; e conclui-se que, ao nível de significância de 0,05; existe diferença significativa entre as médias.

As fórmulas utilizadas para o cálculo das médias e das variâncias foram:

$$\text{Média} \Rightarrow \bar{x}_{ib} = \frac{\sum_{ib}^{n_{ib}} x_{ib}}{n_{ib}} \quad \text{Variância} \Rightarrow s_{ib}^2 = \frac{\sum_{ib}^{n_{ib}} (x_{ib} - \bar{x}_{ib})^2}{n_{ib} - 1}$$

(11)

onde: x_i é o valor de prevalência associado à metodologia i e município b .

3. Resultados

Foi aplicado o procedimento de krigeagem por indicação sobre os dados amostrais, em conjunto com os variogramas ajustados para cada quartil. Obteve-se uma grade regular de 1km envolvendo a área endêmica do Estado de Minas Gerais.

A Figura 1 mostra a distribuição espacial da prevalência da esquistossomose estimada pela krigeagem, a prevalência média estimada pela krigeagem por município e a prevalência por município obtida do PCE.

As médias e os desvios padrão das prevalências foram utilizados para efetuar o teste de diferenças entre médias. Foram efetuados testes para verificar a existência de diferença significativa entre as médias das prevalências associadas às diferentes metodologias utilizadas (P1 - Prevalência do PCE e P2 - Prevalência estimada pela krigeagem).

O valor da estatística z do teste de hipótese para diferença entre as prevalências do PCE e estimada pela krigeagem foi de -1,096. Indicando que não existe diferença significativa entre as médias das prevalências P1 e P2, ao nível de significância de 0,05.

Comparando os dados obtidos do PCE nos 255 municípios pesquisados com o estimado pela krigeagem através das classes: prevalência baixa (prevalência entre 0,001 a 5), média (5,001 a 15) e alta (acima de 15), observou que:

- 61,2% dos municípios estão na mesma classe;

- 36,8% dos municípios a prevalência foi estimada da classe baixa para a classe média ou classe média para classe alta ou classe média para classe baixa ou classe alta para classe média;
- Em apenas 2% dos municípios a prevalência foi estimada da classe baixa para a classe alta; e
- Quando não estão na mesma classe, a krigeagem tem (25,5%) tendência de superestimar os valores da prevalência por município e 13,3% de subestimar.

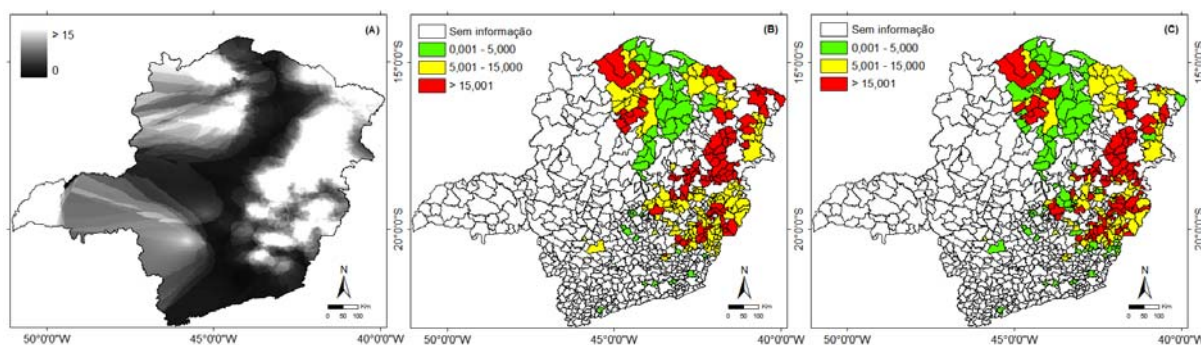


Figura 1: (a) Distribuição espacial da prevalência da esquistossomose estimada pela krigeagem, (b) prevalência média estimada por município e (c) prevalência obtida do PCE.

4. Conclusões

A krigeagem por indicação mostrou ser uma ferramenta adequada, pois seus resultados apresentaram uma boa concordância com os dados do PCE.

Esta técnica pode ser utilizada para estimar os valores da prevalência da esquistossomose nos municípios de Minas Gerais onde não exista a prevalência determinada pelo PCE. Os resultados desta ferramenta podem ser usados para melhor alocar os recursos para estudos das áreas com prevalência média e alta.

Toda a metodologia desse trabalho foi utilizando software gratuito e usando dados obtidos da Secretaria de Estado de Saúde de Minas Gerais, possibilitando a reprodução da metodologia em outros estados do Brasil sem custo.

Agradecimentos

Os autores reconhecem o suporte do CNPq (processos 302966/2009-9 e 308253/2008-6) e ao INPE, CPqRR e Secretaria de Estado de Saúde pelo suporte técnico.

Referencias

- Barbosa, C. S.; Araújo, K. C.; Antunes, L.; Favre, T.; Pieri, O. S. Spatial distribution of schistosomiasis foci on Itamaracá Island, Pernambuco, Brazil. **Mem Inst Oswaldo Cruz**, v. 99, n.Suppl. I, p. 79-83, 2004.
- Bavia, M. E.; Hale, L.; Malone, J. B.; Braud, D. H.; Shane, S. M. Geographic information systems and the environmental risk of Schistosomiasis in Bahia, Brazil. **Am J Trop Med Hyg**, v. 60, n.4, p. 566-572, 1999.
- Bavia, M. E.; Malone, J. B.; Hale, L.; Dantas, A.; Marroni, L.; Reis, R. Use of thermal and vegetation index data from earth observing satellites to evaluate the risk of schistosomiasis in Bahia, Brazil. **Acta Trop**, v. 79, n.1, p. 79-85, 2001.
- Beck, L. R.; Rodriguez, M. H.; Dister, S. W.; Rodriguez, A. D.; Washino, R. K.; Roberts, D. R.; Spanner, M. A. Assessment of a remote sensing based model for predicting malaria transmission risk in villages of Chiapas, Mexico. **Am J Trop Med Hyg**, v. 56, n.1, p. 99-106, 1997.
- Brooker, S.; Hay, S. I.; Bundy, D. A. P. Tools from ecology: useful for evaluating infection risk models? **Trends in Parasitology**, v. 18, n.2, p. 70-74, 2002.
- Camara, G.; Souza, R. C. M.; Freitas, U. M.; Garrido, J. SPRING: Integrating remote sensing and GIS by object-oriented data modelling. **Comput Graph**, v. 20, n.3, p. 395-403, 1996.

Camargo, E. C. G. **Desenvolvimento, implementação e teste de procedimentos geostatísticos (krigeagem) no Sistema de Processamento de Informações Georeferenciadas (SPRING)**. São José dos Campos: INPE, 1997. Dissertação de Mestrado em Sensoriamento Remoto, Sensoriamento Remoto, 1997.

Carvalho, O. S.; Massara, C. L.; Rocha, R. S.; Katz, N. Esquistossomose Mansoniana no Sudoeste do Estado de Minas Gerais (Brasil). **Rev Saude Publica**, v. 23, p. 341-344, 1989.

Carvalho, O. S.; Massara, C. L.; Silveira Neto, H. V.; Guerra, H. L.; Caldeira, R. L.; Mendonça, C. L. F.; Vidigal, T. H. D. A.; Chaves, A.; Katz, N. Re-evaluation of Schistosomiasis Mansoniana in Minas Gerais, Brazil. II. Alto Paranaíba Mesoregion. **Mem Inst Oswaldo Cruz**, v. 92, p. 141-142, 1997.

Carvalho, O. S.; Rocha, R. S.; Massara, C. L.; Katz, N. Primeiros casos autóctones de esquistossomose mansônica em região do noroeste do Estado de Minas Gerais (Brasil). **Rev Saúde Públ S Paulo**, v. 22, p. 237-239, 1988.

Chase, W.; Bown, F. **General Statistics**. New York: John Wiley & Sons, 1986. 719 p.

Chitsulo, L.; Engels, D.; Montresor, A.; Savioli, L. The global status of schistosomiasis and its control. **Acta Trop**, v. 77, n.1, p. 41-51, 2000.

Cross, E. R.; Bailey, R. C. Prediction of areas endemic for schistosomiasis through use of discriminant analysis of environmental data. **Mil Med**, v. 149, p. 28-30, 1984.

Cross, E. R.; Sheffield, C.; Perrine, R.; Pazzaglia, G. Predicting areas endemic for schistosomiasis using weather variables and a Landsat data base. **Mil Med**, v. 149, n.10, p. 542-4, 1984.

Deutsch, C. V.; Journel, A. G. **GSLIB Geostatistical Software Library and User's Guide**. Oxford University Press, 1998. 384 p.

Drummond, S. C.; Silva, L. C. S.; Amaral, R. S.; SOUSA-PEREIRA, S. R.; Antunes, C. M.; Lambertucci, J. R. Morbidity of schistosomiasis mansoniana in the state of Minas Gerais, Brazil. **Mem Inst Oswaldo Cruz**, v. 101, n. Suppl. I, p. 37-44, 2006.

Felgueiras, C. A. **Modelagem Ambiental com Tratamento de Incertezas em Sistemas de Informação Geográfica: O Paradigma Geostatístico por Indicação**. São José dos Campos: Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, 1999. Computação Aplicada, 1999.

Freitas, C. C.; Guimarães, R. J. P. S.; Dutra, L. V.; Martins, F. T.; Gouveia, E. J. C.; Santos, R. A. T.; Moura, A. C. M.; Drummond, S. C.; Carvalho, O. S. Remote Sensing and Geographic Information Systems for the Study of Schistosomiasis in the State of Minas Gerais, Brazil. In: International Geoscience and Remote Sensing Symposium (IGARSS), 2006, Denver, USA. **Anais...**, USA: IEEE, 2006. Artigos, p. 2436-2439. <http://dx.doi.org/10.1109/IGARSS.2006.631>

Galvão, A. F.; Favre, T. C.; Guimarães, R. J. P. S.; Pereira, A. P.; Zani, L. C.; Felipe, K. T.; Domingues, A. L. C.; Carvalho, O. S.; Barbosa, C. S.; Pieri, O. S. Spatial distribution of *Schistosoma mansoniana* infection before and after chemotherapy with two praziquantel doses in a community of Pernambuco, Brazil. **Mem Inst Oswaldo Cruz**, v. 105, n.4, p. 555-562, 2010.

Graeff, T. C.; Anjos, C. B.; Oliveira, V. C.; Velloso, C. F. P.; Fonseca, M. B. S.; Valar, C.; Moraes, C.; Garrido, C. T.; Amaral, R. S. Identification of a transmission focus of *Schistosoma mansoniana* in the southernmost Brazilian State, Rio Grande do Sul. **Mem Inst Oswaldo Cruz**, v. 94, p. 9-10, 1999.

Guimarães, R. J. P. S.; Freitas, C. C.; Dutra, L. V.; Felgueiras, C. A.; Moura, A. C. M.; Amaral, R. S.; Drummond, S. C.; Scholte, R. G. C.; Oliveira, G. C.; Carvalho, O. S. Spatial distribution of *Biomphalaria mollusks* at São Francisco River Basin, Minas Gerais, Brazil, using geostatistical procedures. **Acta Trop**, v. 109, p. 181-186, 2009.

Guimarães, R. J. P. S.; Freitas, C. C.; Dutra, L. V.; Moura, A. C. M.; Amaral, R. S.; Drummond, S. C.; Guerra, M.; Scholte, R. G. C.; Freitas, C. R.; Carvalho, O. S. Analysis and estimative of schistosomiasis prevalence for Minas Gerais state, Brazil, using multiple regression with social and environmental spatial data. **Mem Inst Oswaldo Cruz**, v. 101, n. Suppl. I, p. 91-96, 2006.

Guimarães, R. J. P. S.; Freitas, C. C.; Dutra, L. V.; Moura, A. C. M.; Amaral, R. S.; Drummond, S. C.; Scholte, R. G. C.; Carvalho, O. S. Schistosomiasis Risk Estimation in Minas Gerais State, Brazil, using Environmental Data and GIS techniques. **Acta Trop**, v. 108, p. 234-241, 2008.

Guimarães, R. J. P. S.; Freitas, C. C.; Dutra, L. V.; Scholte, R. G. C.; Amaral, R. S.; Drummond, S. C.; Shimabukuro, Y. E.; Oliveira, G. C.; Carvalho, O. S. Evaluation of a linear spectral mixture model and

vegetation indices (NDVI and EVI) in a study of schistosomiasis mansoni and Biomphalaria glabrata distribution in the state of Minas Gerais, Brazil. **Mem Inst Oswaldo Cruz**, v. 105, n.4, p. 512-518, 2010a.

Guimarães, R. J. P. S.; Freitas, C. C.; Dutra, L. V.; Scholte, R. G. C.; Martins-Bedé, F. T.; Fonseca, F. R.; Amaral, R. S.; Drummond, S. C.; Felgueiras, C. A.; Oliveira, G. C.; Carvalho, O. S. A geoprocessing approach for studying and controlling schistosomiasis in the state of Minas Gerais, Brazil. **Mem Inst Oswaldo Cruz**, v. 105, n.4, p. 524-531, 2010b.

Isaaks, E. H.; Srivastava, R. M. **An Introduction to Applied Geostatistics**. Oxford University Press, 1989. 592 p.

Journal, A. G. Nonparametric Estimation of Spatial Distributions. **Mathematical Geology**, v. 15, n.3, p. 445-468, 1983.

Katz, N.; Carvalho, O. S. Introdução recente da esquistossomose mansoni no sul do estado de Minas Gerais, Brasil. **Mem Inst Oswaldo Cruz**, v. 78, p. 281-284, 1983.

Katz, N.; Dias, E. P.; Souza, C. P.; Bruce, J. I.; Coles, G. C. Rate of Action of schistosomicides in mice infected with *Schistosoma mansoni*. **Rev Soc Bras Med Trop**, v. 22, n.4, p. 183-186, 1989.

Martins-Bedé, F. T.; Dutra, L. V.; Freitas, C. C.; Guimarães, R. J. P. S.; Amaral, R. S.; Drummond, S. C.; Carvalho, O. S. Schistosomiasis risk mapping in the state of Minas Gerais, Brazil, using a decision tree approach, remote sensing data and sociological indicators. **Mem Inst Oswaldo Cruz**, v. 105, n.4, p. 541-548, 2010.

Martins-Bedé, F. T.; Godo, L.; Sandri, S.; Dutra, L. V.; Freitas, C. C.; Carvalho, O. S.; Guimarães, R. J. P. S.; Amaral, R. S., 2009. Classification of Schistosomiasis Prevalence Using Fuzzy Case-Based Reasoning. **Bio-Inspired Systems: Computational and Ambient Intelligence**, v. 5517, Berlin/Heidelberg.

Massara, C. L.; Amaral, G. L.; Caldeira, R. L.; Drummond, S. C.; Enk, M. J.; Carvalho, O. S. Esquistossomose em área de ecoturismo do Estado de Minas Gerais, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 24, n.7, p. 1709-1712, 2008.

Neves, D. P. **Parasitologia humana**. São Paulo: Editora Atheneu, 2000. 280 p.

Raso, G.; Matthys, B.; N'goran, E. K.; Tanner, M.; Vounatsou, P.; Utzinger, J. Spatial risk prediction and mapping of *Schistosoma mansoni* infections among schoolchildren living in western Côte d'Ivoire. **Parasitology**, v. 131, n.01, p. 97-108, 2005.

WHO. **The Control of Schistosomiasis**. Geneva: World Health Organization, 1983. 113 p. (Technical Report Series)