

Variabilidade espaço-temporal da seca no estado de Rondônia (1983-2013).

Ranieli dos Anjos de Souza Muler ¹

¹ Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais – INPE
Divisão de Sensoriamento Remoto - DSR
Avenida dos Astronautas, 1.758 - Jd. Granja CEP 12227-010
ranieli@dsr.inpe.br

Abstract – Drought is a decrease in precipitation in different time scales, and can be differentiated according to their effect on the socioeconomic and environmental factors. The objective of this study was to analyze the spatio-temporal variability of hydrological drought in the Rondônia state, to understand the behavior of this phenomenon on a regional scale. For this, we used a series of rainfall data (1983-2013) obtained in the system of the National Water Research Institute and the International Agency for Climate and Society, to calculate the Standardized precipitation index (SPI) in the range of 12 months. The spatial index was taken by ordinary Kriging method. The years identified as drier were 1984, 1992, 1998, 1999, 2000 and 2011, drought distributed variously across territorial extension of the state.

Key words: SPI; hydrological droughts; Kriging; Geostatistics.

Introdução

A seca corresponde a uma diminuição da precipitação em escalas temporais distintas e que frequentemente é confundida com aridez. Contudo, a Organização Meteorológica Mundial (WMO, 1975) define aridez em termos de baixa precipitação e alta evapotranspiração, como uma característica permanente de uma região relacionada a determinadas características físicas e regionais. A seca, no entanto, é uma característica temporal do clima que ocorre quando a chuva ou a umidade disponível se desvia abaixo da normal, possível de ocorrer em qualquer regime de temperatura e umidade.

Assim, por mais que sejam elevados os valores médios de precipitação em uma dada região, ela sempre será suscetível a reduções temporárias e recorrentes de volumes precipitados, ou seja, por mais úmida que seja a região, estará ainda, disponível à ocorrência de secas. Estas são diferenciadas de acordo com seus efeitos em: meteorológica, hidrológica, agrícola e socioeconômica (NDMC, 2006).

A seca já faz parte da história da Amazônia, uma vez que grandes registros têm sido relatados nas últimas décadas, como os ocorridos em 1912, 1925/1926, 1963/1964, 1980, 1982/1983, 1994/1995, 1997/1998, 2005 e 2010 (BORMA e NOBRE, 2013). De acordo com Marengo (1992) e Uvo et al. (1998) a variabilidade das anomalias de temperatura de superfície do mar no Pacífico tropical é responsável apenas por menos de 40% da variabilidade de precipitação na bacia Amazônica. Desta forma, a causa da seca torna-se um fator difícil de determinar, uma vez que, fenômenos como El Niño, processos de superfície, frequência de transientes do Atlântico sul ou Atlântico tropical norte mais quente e ações humanas,

podem ser isolada ou conjuntamente as causas ou os fatores preponderantes de sua ocorrência.

A seca não ocorre com a mesma intensidade e extensão na Amazônia, a ocorrência na parte sul da bacia tem sido associada a reduções de chuva como resultado do aquecimento anômalo do Atlântico tropical norte (MARENGO *et al.*, 2008). Algumas características relevantes deste fenômeno podem ainda ser mencionadas: trata-se de um processo de início lento e geograficamente abrangente, atingindo, normalmente, grandes áreas, que devido estas características, torna-se difícil também a sua detecção e predição, o que faz com que, frequentemente, a seca só seja conhecida quando já se está sofrendo com seus efeitos.

Baseado nestes pressupostos, este trabalho tem por objetivo analisar a variabilidade espaço-temporal da seca hidrológica no estado de Rondônia, visando compreender o comportamento deste fenômeno em escala regional.

2. Metodologia

2.1 Área de estudo

O estado de Rondônia está localizado na porção Ocidental da Amazônia, faz divisa com a Bolívia ao sul e oeste, com os estados do Acre e Amazonas ao norte e Mato Grosso na porção sul e leste. Possui uma área territorial de 237.590,54 km².

A precipitação total anual em média, com base nos dados deste estudo, avaliados entre os anos de 1983 e 2013 é de 1925 mm.

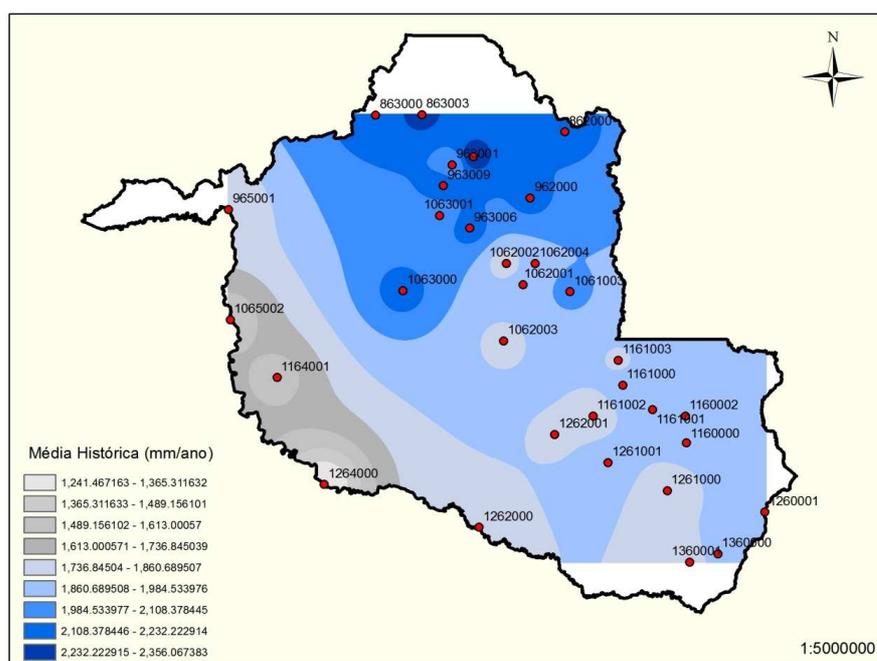


Figura 1. Distribuição da média total anual na série histórica do estudo (1983-2013).

Nota: Mapa elaborado com série histórica obtida no sistema da Agência Nacional de Águas.

Observa-se que, a região norte apresenta maior precipitação anual, com valores menores na porção centro-sul e oeste (Figura 1).

2.2 Coleta de dados

Os dados de pluviosidade foram obtidos no banco de dados da Agência Nacional de Águas (ANA), contudo, os mesmos apresentam-se com falhas e inconsistência na série em determinadas estações e períodos.

Diante destas incertezas, buscaram-se outras fontes de dados pluviométricos para o estudo. Assim, como fonte alternativa foi obtido dado de precipitação mensal proveniente do *National Oceanic and Atmospheric Administration* (NOAA), em pontos da grade com proximidade às estações pluviométricas terrestres, para que os mesmos pudessem ser comparados (Figura 2).

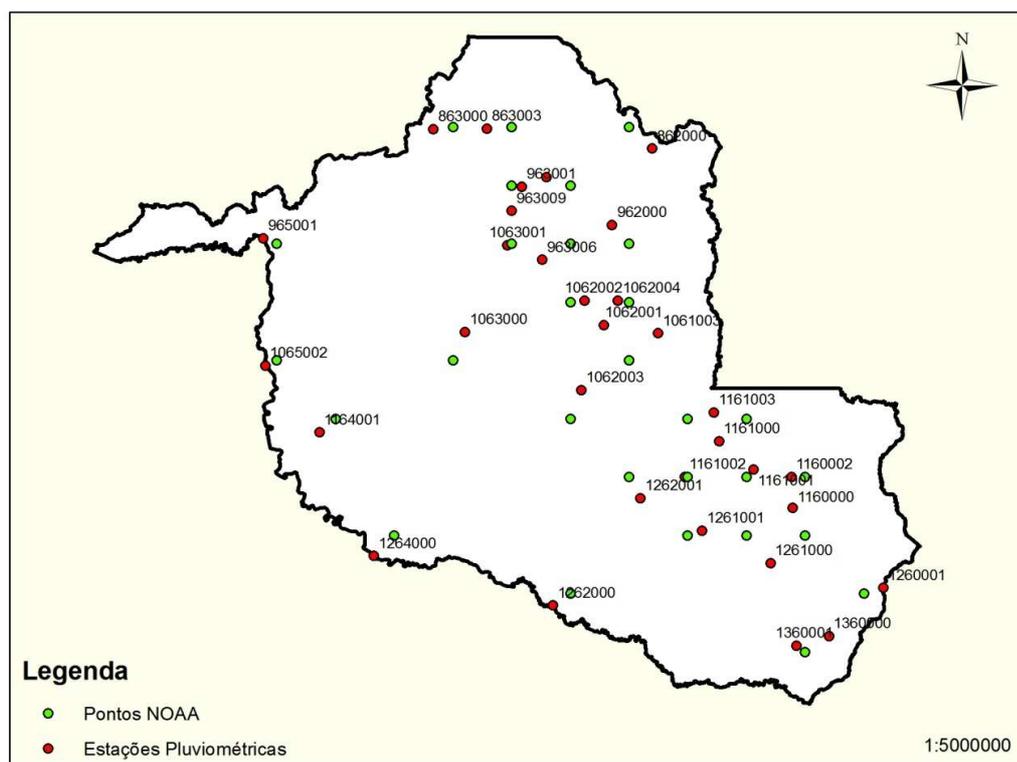


Figura 2. Localização das estações pluviométricas do sistema da ANA (em vermelho) e dos pontos de grade do NOAA (em verde) no estado de Rondônia.

Os dados globais de precipitação do NOAA são oriundos de cerca de 17.000 estações recolhidos pelo *Global Historical Climatology Network* (GHCN) do *National Oceanic and Atmospheric Administration/National Climatic Data Center* NOAA/NCDC e pelo *Climate Anomaly Monitoring System* (CAMS) do NOAA/CPC (*Climate Prediction Center*) utilizando o algoritmo de interpolação ótima (OI). Estes, são disponibilizados na plataforma do *International Research Institute for Climate and Society* (IRI), que possui um conjunto de dados de precipitação mensal global

construído em grades de latitude/longitude de 2.5°, 1° e 0.5° por um período a partir de 1960 até o presente.

Chen et al. (2002) descreveram a produção mensal de dados globais de precipitação, chamados de reconstrução da precipitação (PREC), que é definida pela interpolação de medidas observadas na superfície terrestre e oceanos nas cerca de 17.000 estações coletadas pelo GHCN. Para determinar o procedimento mais adequado eles analisaram o desempenho de quatro algoritmos: o *Optimum interpolation* (OI) de Gandin (1965); o de Cressman (1959); o de Barnes (1964) e o de Shepard (1968). Baseado nos seus resultados, concluíram que o OI apresentou o melhor desempenho quando comparado com os outros três algoritmos. A correlação entre os valores analisados com o OI e as estações independentes foi de cerca de 0.8 e o viés para a interpolação de precipitação mensal quase 0 (zero) (CHEN, et al. 2002).

A resolução espacial de 0.5° foi utilizada no presente trabalho, buscando o uso de dados do NOAA com a maior proximidade das estações obtidas no sistema da ANA. Após a obtenção dos dados na base de dados do IRI, procedeu-se à correção para o calendário bissexto.

As estações utilizadas no estudo são apresentadas na Tabela 1, bem como as respectivas coordenadas geográficas das estações obtidas no sistema da ANA e do IRI.

Tabela 1. Estações pluviométricas utilizadas no estudo.

Estação (Código ANA)	Lat (graus)	Long (graus)	Lat (graus)	Long (graus)
	ANA		IRI	
963006	-63.00	-9.87	-62.75	-9.75
1063000	-63.62	-10.50	-63.75	-10.75
1063001	-63.25	-9.75	-63.25	-9.75
863000	-63.87	-8.75	-63.75	-8.75
863003	-63.50	-8.75	-63.25	-8.75
962001	-62.87	-9.12	-62.75	-9.25
963001	-63.12	-9.25	-63.25	-9.25
963009	-63.25	-9.50	-63.25	-9.25
962000	-62.37	-9.62	-62.25	-9.75
862000	-62.00	-8.87	-62.25	-8.75
1262001	-62.12	-11.87	-62.25	-11.75
1161003	-61.50	-11.12	-61.75	-11.25
1161000	-61.50	-11.37	-61.25	-11.25
1261001	-61.62	-12.25	-61.75	-12.25
1160000	-60.87	-12.00	-60.75	-12.25
1161001	-61.12	-11.62	-61.25	-11.75
1160002	-60.87	-11.75	-60.75	-11.75
1161002	-61.75	-11.75	-61.75	-11.75
965001	-65.37	-9.75	-65.25	-9.75
1262000	-62.87	-12.87	-62.75	-12.75

1264000	-64.37	-12.37	-64.25	-12.25
1164001	-64.87	-11.37	-64.75	-11.25
1065002	-65.37	-10.75	-65.25	-10.75
1062001	-62.50	-10.37	-62.25	-10.25
1062002	-62.62	-10.25	-62.75	-10.25
1062004	-62.37	-10.25	-62.25	-10.25
1061003	-62.00	-10.50	-62.25	-10.75
1062003	-62.62	-11.00	-62.75	-11.25
1360001	-60.75	-13.12	-60.75	-13.25
1261000	-61.00	-12.50	-61.25	-12.25
1360000	-60.50	-13.12	-60.75	-13.25
1260001	-60.12	-12.62	-60.25	-12.75

2.3 Preenchimento de falhas

Os dados pluviométricos fornecidos por estações terrestres frequentemente apresentam falhas e devem ser previamente analisados antes da aplicação de qualquer estudo. Neste trabalho, utilizou-se uma das recomendações do “Manual de orientações para consistência de dados pluviométricos” da ANA para o preenchimento de falhas nas séries históricas, que foi a Regressão linear simples.

O inverso do quadrado da distância também foi aplicado no preenchimento de falhas, por constituir um método determinístico quem atribui maiores pesos aos pontos mais próximos das amostras, ou seja, considera a distribuição espacial dos dados e seus vizinhos, embora, não sejam feitas quaisquer hipóteses estatísticas sobre a variabilidade espacial (CARUSO e QUARTA, 1998).

Os dados de precipitação do NOAA obtidos no sistema do IRI serviram como variável preditora na regressão linear simples, os mesmos foram ainda, comparados por meio do teste-t com os dados obtidos na ANA, para verificar se o índice de seca (SPI) seria significativamente similar caso fosse gerado diretamente dos dados do NOAA.

2.3.1 Preenchimento das falhas com uso do Inverso do quadrado da distância

O interpolador inverso do quadrado da distância (IQD) é um estimador determinístico local que consiste em atribuir maior peso à amostra, cuja distância esteja mais próxima daquela que se deseja estimar. É considerado determinístico porque apenas os efeitos locais são predominantes sem realizar qualquer inferência sobre a variabilidade espacial do fenômeno (CAMARGO et al. 2004).

A fórmula geral do IQD é dada por (MATHER e KOCH, 2011), conforme equação 1:

$$\hat{Z}_i = \frac{\sum_{i=1}^n \left(\frac{1}{d_i^2} \times Z_i \right)}{\sum_{i=1}^n \left(\frac{1}{d_i^2} \right)} \quad \text{Eq.1}$$

Em que \hat{Z}_i é o valor interpolado, Z_i é o valor amostrado e d_i é a distância euclidiana entre o ponto amostrado e o estimado, n é o número de pontos vizinhos utilizados na interpolação.

2.3.2 Preenchimento das falhas com uso de Regressão Linear Simples (RLS)

A equação da regressão linear pode ser representada por:

$$y_i = b_0 + b_1 \cdot x_i + \varepsilon \quad \text{Eq. 2}$$

Em que: " y_i " é a variável dependente (resposta); " b_0 " é a constante ou o intercepto entre a reta e o eixo ortogonal; " b_1 " é o coeficiente angular; " x_i " são as variáveis independentes (preditoras) e " ε " é o erro (resíduo), ou seja, a diferença entre os valores observados e os preditos.

Para obtenção dos parâmetros (b_0 e b_1) da regressão, utilizou-se neste estudo como variável preditora (x) as medidas de pluviosidade obtidas no IRI e como variável resposta (y) os dados obtidos na ANA (Tabela 2).

Tabela 2. Parâmetros da regressão linear simples por estação.

ID	Estação	R ²	b ₀	b ₁	r
1	963006	0.605	63.6601	0.7308	0.778
2	1063000	0.689	46.1708	0.5770	0.830
3	1063001	0.623	53.6389	0.7831	0.789
4	863000	0.676	55.2497	0.7618	0.822
5	863003	0.860	22.9255	0.9517	0.927
6	962001	0.716	45.4716	0.6986	0.846
7	963001	0.820	30.2096	0.8873	0.900
8	963009	0.622	60.8989	0.8063	0.789
9	962000	0.520	78.9148	0.6542	0.721
10	862000	0.717	53.2167	0.7858	0.847
11	1262001	0.674	25.2838	0.9383	0.820
12	1161003	0.675	49.6694	0.6345	0.822
13	1161000	0.801	30.5415	0.7906	0.819
14	1261001	0.781	29.3148	0.8791	0.884
15	1160000	0.785	34.3633	0.8156	0.886
16	1161001	0.755	32.1595	0.7996	0.869
17	1160002	0.744	32.8098	0.7917	0.863

18	1161002	0.719	34.9013	0.8209	0.848
19	965001	0.710	48.2382	0.6981	0.843
20	1262000	0.596	49.2840	0.5113	0.772
21	1264000	0.546	43.9688	0.6499	0.738
22	1164001	0.416	64.9767	0.5174	0.645
23	1065002	0.729	27.7880	0.8613	0.853
24	1062001	0.754	30.7530	0.8302	0.869
25	1062002	0.669	45.1036	0.8342	0.817
26	1062004	0.636	49.7571	6.6217	0.798
27	1061003	0.642	52.3222	0.6292	0.801
28	1062003	0.634	44.5941	0.8053	0.796
29	1360001	0.672	37.1334	0.56086	0.819
30	1261000	0.646	42.5286	0.85301	0.804
31	1360000	0.719	27.9213	0.81322	0.848
32	1260001	0.841	23.4633	0.92587	0.917

* R² coeficiente de determinação; r coeficiente de correlação.

Para o uso da regressão alguns pressupostos do modelo devem ser satisfeitos. Tabachnick e Fidell (1996) afirmam que para que a predição da variável dependente seja eficaz é necessário que: os resíduos sejam normalmente distribuídos, a variância seja constante (homocedasticidade) e que os mesmos sejam independentes.

Desta forma, para a aplicação da Regressão linear simples as seguintes etapas foram seguidas:

✓ Seleção e Preparação das Variáveis:

Nesta etapa, como primeira abordagem exploratória, foi verificado se a relação entre x e y era linear aplicando o Diagrama de Dispersão.

Após verificar que a relação entre os dados do NOAA obtidos no IRI e os dados obtidos na ANA apresentou comportamento linear, verificou-se então, o grau de associação entre as variáveis obtendo os coeficientes, constantes e erros da regressão. É importante ressaltar que a associação não é evidência de causa e efeito.

✓ Análise dos Resíduos

Nesta etapa, verificou-se os pressupostos da regressão quanto a:

Normalidade dos resíduos: com o teste *Shapiro-Wilk* e análise gráfica (histograma);

Homocedasticidade: com o teste *Breush-Pagan* e análise gráfica dos resíduos *versus* variável preditora;

Independência: com o teste *Durbin-Watson* e análise gráfica dos resíduos *versus* tempo.

2.4 Aplicação do *Standard Precipitation Index* (SPI)

A seca hidrológica ocorre quando a oferta de recursos hídricos superficiais e subsuperficiais é significativamente menor do que o normal disponível para usos estabelecidos em um sistema de recursos hídricos (MISHRA e SINGH, 2010). Neste caso, o SPI na escala de 12 meses é indicado para refletir padrões de precipitação de longo prazo.

Em geral, o SPI baseia-se na padronização da precipitação, correspondendo ao desvio da precipitação em relação à média para um período de tempo específico, dividido pelo desvio padrão do período a que diz respeito (MCKEE *et al.*, 1993), ou seja, representa o número de desvios padrão que o valor observado se desvia em relação à média, para uma variável aleatória normalmente distribuída. Para o seu cálculo as etapas abaixo foram seguidas, conforme (SANTOS, 2011):

- ✓ Determinação da função de densidade de probabilidade que descreve a série de tempo: ajuste a uma função de densidade de probabilidade gama, a uma dada distribuição de frequência do total de precipitação para uma estação;
- ✓ Cálculo da probabilidade cumulativa da quantidade de precipitação observada: Os parâmetros resultantes são utilizados para determinar a probabilidade cumulativa de um evento de precipitação observado para um determinado mês e para a escala de tempo desejada para certa estação.
- ✓ Padronização dos cálculos do SPI: transformar a função de probabilidade cumulativa gama, numa variável aleatória normalizada (Z) com média 0 e desvio padrão 1. Deste modo obtém-se uma nova variável e a transformação é efetuada de maneira que cada valor da quantidade de precipitação na função gama, irá ter um valor correspondente na nova função Z .

Como os valores do índice SPI representam precipitações padronizadas, um valor do índice igual a zero é indicativo de que não houve desvios nos valores da precipitação relativos à precipitação média no período analisado. Valores positivos indicam que a precipitação é superior à média e os negativos indicam que a precipitação é inferior, neste último caso é quando se identifica ocorrência de seca (SANTOS, 2011).

Keyantash e Dracup (2002) testaram a robustez de dezoito indicadores de seca tendo concluído que o SPI é o melhor indicador climático para identificar e quantificar a intensidade, duração e extensão espacial de secas, o que justifica a sua ampla utilização em mais de 50 países, tanto no âmbito da investigação associada ao tema, como no monitoramento de secas (TADESSE, 2006).

A classificação do SPI se baseou nos critérios definidos pelo *National Climate Data Center* (NCDC) (Tabela 3).

Tabela 3. Intervalos do SPI.

Grau	Intervalo	Escala de cores
Extraordinariamente úmido	$SPI \geq 2,0$	
Extremamente úmido	$1,60 \leq SPI \leq 1,99$	
Severamente úmido	$1,30 \leq SPI \leq 1,59$	
Moderadamente úmido	$0,80 \leq SPI \leq 1,29$	
Anormalmente úmido	$0,51 \leq SPI \leq 0,79$	
Normal	$-0,50 \leq SPI \leq 0,50$	
Anormalmente seco	$-0,79 \leq SPI \leq -0,51$	
Moderadamente seco	$-1,29 \leq SPI \leq -0,80$	
Severamente seco	$-1,59 \leq SPI \leq -1,30$	
Extremamente seco	$-1,99 \leq SPI \leq -1,60$	
Extraordinariamente seco	$SPI \leq -2,0$	

Para determinar os anos mais secos, foi utilizado como critério de corte os anos com mais de 50% dos meses apresentando mais de 40% das estações com ocorrência de seca (Tabela 4.).

Tabela 4. Critério de corte para determinar os anos mais secos*

Estações	ID das Estações (Quantidade de meses com seca em %)					
	1984	1992	1998	1999	2000	2011
1	8	100	100	100	100	0
2	100	100	100	33	100	0
3	0	58	50	92	92	92
4	0	92	83	100	100	0
5	100	0	0	17	92	0
6	58	17	92	42	67	75
7	33	17	67	50	92	92
8	8	0	42	100	100	33
9	83	0	0	67	0	8
10	67	0	17	0	0	0
11	17	0	0	0	42	100
12	100	67	75	100	0	92
13	92	17	92	25	67	92
14	83	8	0	0	92	42
15	100	100	100	0	83	92
16	25	50	100	92	0	100
17	50	92	83	100	100	58
18	33	58	83	0	17	100
19	100	100	0	0	0	0
20	17	100	50	100	100	0
21	67	75	75	0	33	67
22	0	8	0	92	100	0
23	0	0	42	0	0	0

24	0	50	8	83	75	8
25	0	8	0	8	67	100
26	8	0	0	25	0	100
27	100	42	0	83	33	0
28	0	58	0	17	42	0
29	83	33	92	0	100	0
30	83	100	50	0	0	0
31	100	0	100	17	58	33
32	8	0	0	83	100	0
Total**	47%	44%	44%	40%	60%	40%

* Tabela apenas com os anos que se apresentaram dentro do critério de corte.

**Total de estações (%) com mais de 50% dos meses com seca.

2.5 Krigagem

A função de semivariância $\gamma(h)$ é definida como sendo a esperança matemática do quadrado da diferença entre os valores de pontos no espaço, separados por uma distância h , conforme a seguinte equação: O ajuste do modelo matemático a uma função, define os parâmetros do semivariograma, que são: efeito pepita (C_0), que é o valor quando $h=0$; quando h aumenta freqüentemente, aumenta até uma distância 'a', chamada de alcance (a) da dependência espacial; e a partir da qual (h) neste ponto é chamado de patamar ($C+C_0$), cujo valor é aproximadamente igual à variância dos dados, obtido pela soma do efeito pepita e a variância estrutural (C) (CAMARGO, 1998).

As etapas do processo de *Krigagem* seguiram os seguintes procedimentos:

- ✓ Análise da correlação espacial pelo semivariograma;
- ✓ Ajuste do semivariograma experimental (modelo teórico);
- ✓ Validação cruzada do modelo ajustado; e
- ✓ Estimativa da *Krigagem* para estabelecer os pesos no estimador.

A escolha do melhor modelo ajustado se baseou no critério de validação cruzada expostos na Tabela 5 (JONHSTON *et al.*, 2001). Para isso, foram comparados os valores medidos e os preditos, obtendo os erros associados.

Tabela 5. Critérios para validação cruzada.

Estimativas do erro	Valores indicados
Erro médio	Valores pequenos
Erro médio quadrático	Valores pequenos e próximos entre si
Erro padrão médio	
Erro médio normalizado	Valores próximos de zero
Erro médio quadrático normalizado	Valores próximos de 1

Adaptado de: Jonhston et al. (2001)

Sobre o gráfico do semivariograma experimental é possível ajustar uma função conhecida como modelo teórico do semivariograma. Neste estudo optou-se por testar três modelos na escolha do melhor ajuste: o esférico, exponencial e gaussiano. A Tabela 6 apresenta os elementos da validação cruzada para validação dos semivariogramas teóricos do estudo.

Tabela 6. Resultado da validação cruzada para escolha do semivariograma teórico.

Anos	Modelos	Erro médio	Erro médio quadrático	Erro padrão médio	Erro médio normalizado	Erro médio quadrático normalizado	Pepita
1984	Exponencial	0.03	0.99	0.95	0.03	1.04	0.66
	Esférico	0.03	0.97	0.95	0.03	1.01	0.77
	Gaussiano	0.01	0.97	0.95	0.01	1.02	0.79
1992	Exponencial	-0.02	0.76	0.72	-0.02	1.05	0.37
	Esférico	-0.02	0.76	0.72	-0.03	1.06	0.39
	Gaussiano	-0.01	0.75	0.72	-0.02	1.05	0.43
1998	Exponencial	-0.04	0.82	0.88	-0.02	0.93	0
	Esférico	-0.08	0.83	0.87	-0.06	0.97	0
	Gaussiano	-0.09	0.82	0.86	-0.06	0.95	0
1999	Exponencial	-0.008	0.80	0.73	-0.005	1.06	0.32
	Esférico	-0.01	0.80	0.72	-0.008	1.08	0.37
	Gaussiano	-0.008	0.80	0.72	-0.006	1.09	0.42
2000	Exponencial	0.007	0.90	0.80	0.01	1.10	0.45
	Esférico	0.001	0.90	0.80	0.006	1.10	0.49
	Gaussiano	0.0001	0.90	0.80	0.005	1.09	0.55
2011	Exponencial	-0.07	1.11	1.06	-0.05	1.05	0.11
	Esférico	-0.06	1.11	1.04	-0.03	1.07	0.42
	Gaussiano	-0.07	1.11	1.04	-0.04	1.08	0.56

Os métodos selecionados foram: exponencial para 1984, 1992, 1999, 2000 e 2011 e, o gaussiano para 1998.

A partir dos parâmetros gerados pelo semivariograma, tal como efeito pepita e patamar, determinou-se, ainda, o grau de dependência espacial (Equação 1) conforme Cambardella *et al.* (1994).

$$GDE = C_0 / (C_1 + C_0) \times 100 (\%) \quad \text{Eq. 1}$$

Em que, valores < 25% indicam forte dependência espacial; 25% < IDE < 75% indica dependência espacial moderada e IDE > 75% indica fraca dependência espacial e IDE = 100% a variável é espacialmente independente, ou seja, ocorre o efeito pepita puro.

Para cada ano com ocorrência de seca, foi gerado e ajustado um semivariograma. Quando necessário, aplicou-se a interpolação por KO anisotrópica

restringindo a elipse de busca às dimensões obtidas no ajuste dos semivariogramas teóricos, para obter, então, o mapa de inferência e o mapa de estimativas de erro da *krigeagem*. O mapa de inferência foi fatiado para ser visualizado na forma de mapa temático.

Para verificar a ocorrência de anisotropia, calculou-se então, semivariogramas para quatro direções, com intervalos de 0°, 45°, 90°, 135° e, gerado o semivariograma experimental para os dois eixos da anisotropia em cada conjunto de dados, resultando no semivariograma omnidirecional (DEUTSCH e JOURNAL, 1992). Nesta etapa, foi possível identificar o tipo de anisotropia, se geométrica, combinada ou zonal. A anisotropia geométrica é verificada pela existência de um único patamar com alcances diferentes à medida que varia a direção de h ; a anisotropia combinada ocorre quando os valores do patamar e alcance variam conforme se altera o valor de h e; a anisotropia zonal o alcance permanece constante e o patamar varia de acordo com as direções (30°, 45°, 60°, 135°, etc) analisadas (GUEDES *et. al.*, 2008).

2.6 Recursos computacionais

SPI_SL_6.exe: utilizado para o cálculo do SPI-12, desenvolvido em linguagem C++, disponibilizado pelo *National Drought Mitigation Center* (NDMC).

RStudio 3.0: linguagem de programação utilizada para os procedimentos de preenchimento de falha com uso da RLS e testes de hipóteses, com uso dos pacotes *lmtree*, *graphics*, *stats*, *fBasics*.

Excel: utilizado para tabulação dos dados e correção dos dados do NOAA para os anos bissextos.

Arcgis 9.3: utilizado no processo de *krigeagem* e confecção de mapas.

Matlab: utilizado no processo de preenchimento de falha com o método do Inverso do quadrado da distância.

3. Resultados e discussões

Após o preenchimento das falhas por meio da Regressão linear simples e posterior análise dos resíduos, bem como ajustes para corrigir os pressupostos violados, a homocedasticidade ainda permaneceu violada em 75% das estações estudadas. Segundo Reis *et al.* (2005), é difícil não violar a hipótese de homocedasticidade em problemas hidrológicos, uma vez que a precisão das estatísticas de interesse são diferentes em cada local.

O resultado do SPI-12 evidencia como as condições de umidade têm variado no estado de Rondônia ao longo do tempo e espaço nos últimos 30 anos. O SPI na escala de 12 meses calculados com três fontes de dados apresentou os seguintes

anos como períodos com ocorrência de eventos de seca hidrológica, para isso considerou-se os anos em que mais de 40% das estações apresentaram meses com SPI-12 entre $-0,79 \geq \text{SPI} \leq -2,0$.

- ✓ SPI-12 (1 - referência) gerado com dados da ANA corrigido por regressão linear simples: 1984; 1992; 1998; 1999; 2000; 2011.
- ✓ SPI-12 (2) gerado com dados da ANA corrigido por Inverso do quadrado das distâncias: 1984; 1985; 1992; 1993; 1994; 1996; 1998; 1999; 2000; 2003; 2011.
- ✓ SPI-12 (3) gerado diretamente de dados obtidos no IRI: 1984; 1987; 1992; 1998; 1999; 2000; 2011.

Os anos de 1984, 1992, 1998, 1999, 2000 e 2011 apresentaram eventos de seca comuns para todos os conjuntos de dados utilizados para gerar o índice.

3.1 Variabilidade temporal e evolução espacial da seca

No ano de 1984 a região norte e sudeste do estado foram as mais secas. A série histórica do SPI-12 evidencia eventos mais extremos nos municípios de Candeias (-2 a -3.21) e Pimenta Bueno (-1.69 a -3.43).

O SPI-12 para o ano em questão apresentou anisotropia geométrica, na análise dos dados visualizou-se uma direção principal de continuidade espacial em um ângulo 56° e 320° .

Verifica-se que o efeito pepita corresponde a 72% do valor do patamar do semivariograma (Figura 3c), isso indica uma dependência espacial moderada conforme Cambardella et al. (1994) presente na distribuição espacial dos valores de SPI-12 para 1984.

Os mapas obtidos pelo processo de *krigeagem* ordinária são apresentados, na forma de mapas temáticos na Figura 3a. O erro médio quadrático (0.99) apresentou-se maior que o erro médio padronizado (0.95), desta forma, a KO superestimou os valores de SPI-12.

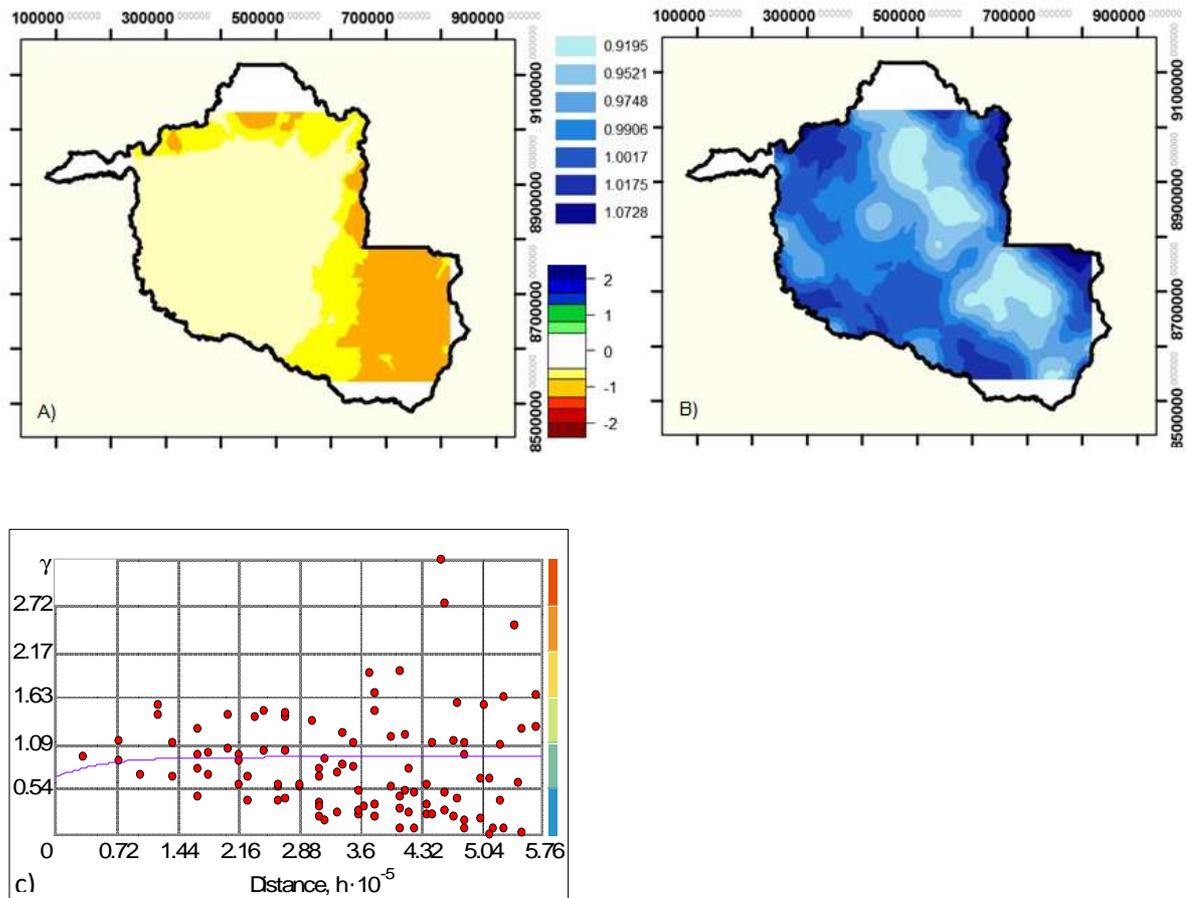


Figura 3. Mapa de inferência do SPI-12 por KO exponencial para 1984 (A); Mapa de estimativas de erro da KO em mm (B); Semivariograma da KO (C) com pepita 0.66, patamar 0.90, maior alcance 545.12, menor alcance 159.73.

Na região sudeste e sudoeste de Rondônia no ano de 1992, os resultados de SPI-12 evidenciam secas de anormais a extraordinárias em Pimenta Bueno (-0.87 a -2.14) e secas anormais à extremas em Chupinguaia (-0.61 a -1.94), ambos com eventos distribuídos no ano inteiro, já na porção sudoeste, o município de Costa Marques apresentou secas de anormais a severas (-0.95 a -1.35).

No noroeste do estado, no município de Porto Velho, ocorreram ao longo do ano secas anormais a severas (-0.82 a -1.48) e em Campo Novo de Rondônia secas anormais a extraordinárias (-1.11 a -2.13).

O efeito pepita correspondeu a 3% do valor do patamar do semivariograma, o que indica uma forte dependência espacial conforme Cambardella et al. (1994) presente na distribuição espacial dos valores de SPI-12 referente ao ano de 1992.

O SPI-12 apresentou anisotropia combinada, na análise dos dados do semivariograma (Figura 4c) visualizou-se uma direção principal de continuidade espacial em um ângulo de 344° e 70°.

Na Figura 4a observa-se no noroeste de Rondônia ocorrência de secas que vão de anormais a severas. O erro médio quadrático (0.73) apresentou-se menor que o erro médio padronizado (0.77), desta forma, a KO subestimou os valores de SPI-12.

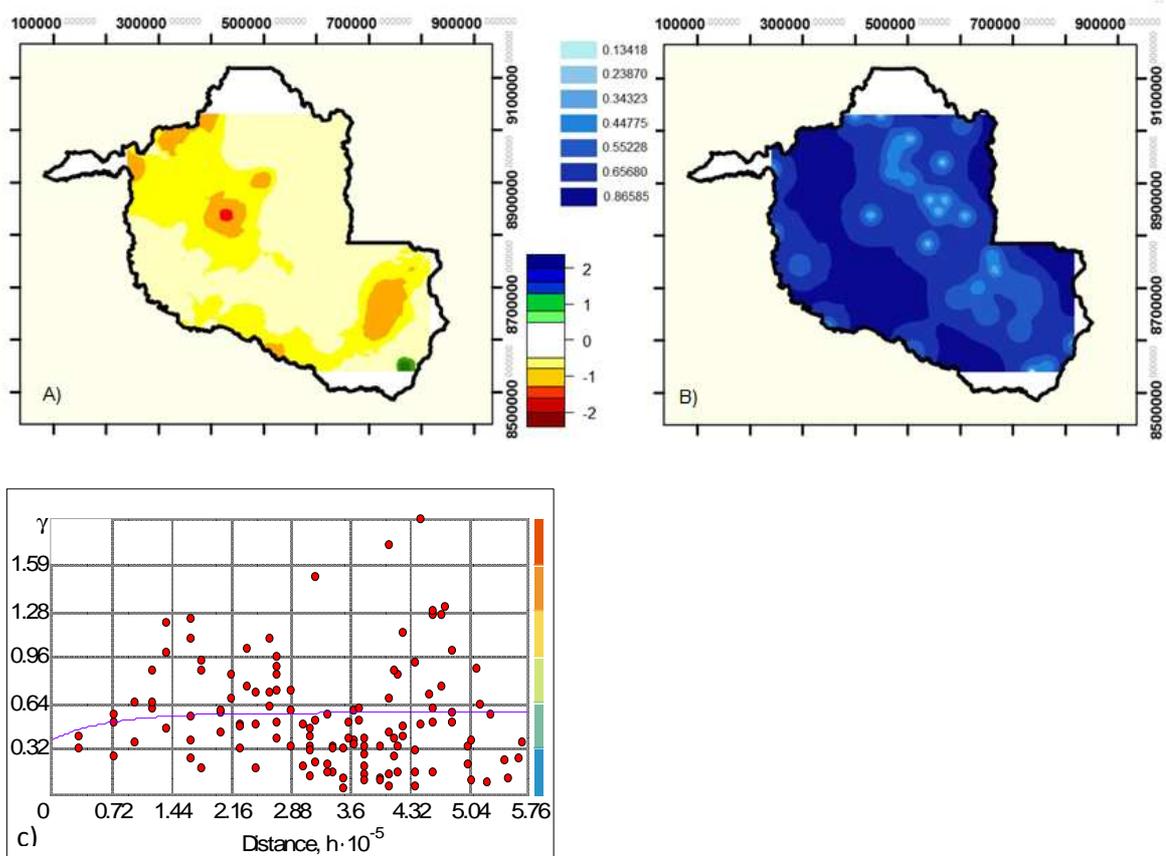


Figura 4. Mapa de inferência do SPI-12 por KO exponencial para 1992 (A); Mapa de erro da KO (B); Semivariograma da KO (C) com pepita 0.37, patamar 0.57, maior alcance 545.12, menor alcance 207.90.

Em 1998 os eventos de seca apresentaram ocorrência espacialmente distribuída em todo o estado com situações extremas e extraordinárias ao norte e centro-sul do estado. As secas mais críticas ao longo do ano foram verificadas nos municípios de Ariquemes (-0.75 a -1.89), Campo Novo de Rondônia (-0.63 a -1.64), Porto Velho (0.29 a -2.24), Itapuã do Oeste (-0.29 a -2.11), Cacoal (-0.42 a -3.38), Pimenta Bueno (-0.59 a -2.03), Rolim de Moura (-0.87 a -2.4), Cerejeiras (0.42 a -2.08) e Colorado do Oeste (-0.53 a -1.82).

Verifica-se que o efeito pepita correspondeu a 7% do valor do patamar do semivariograma (Figura 5c), isso indica uma dependência espacial forte presente na distribuição espacial dos valores de SPI-12 em 1998 (CAMBARDELLA *et al.*, 1994). A Figura 5a demonstra que, no norte e leste de Rondônia ocorreram secas de anormais a severas. O erro médio quadrático (0.86) apresentou-se maior que o erro médio padronizado (0.82), desta forma, a KO superestimou os valores de SPI-12.

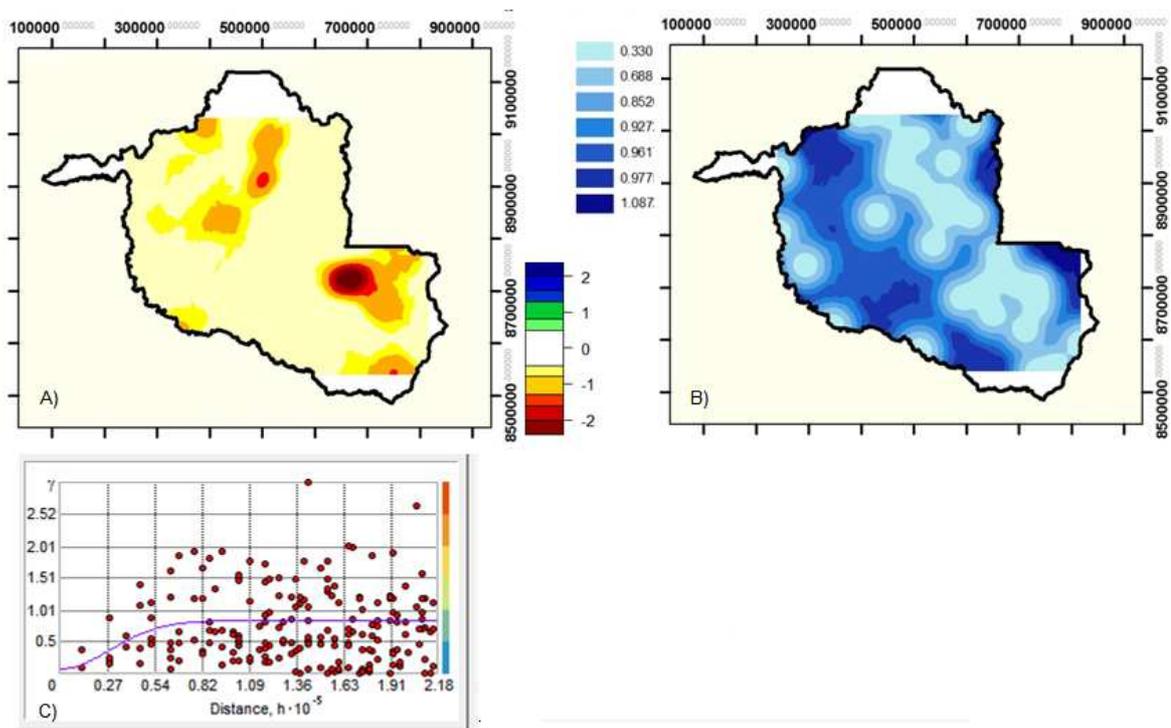


Figura 5. Mapa de inferência do SPI-12 por KO gaussiana para 1998 (A); Mapa de erro da KO em mm (B); Semivariograma da KO (C) com pepita 0.06, patamar 0.82 e alcance 71.5.

Os eventos de seca no ano de 1999 apresentam-se concentrados na porção nordeste e sudeste do estado, variando de seca normal a severa em Vilhena (-0.03 a -1.34); normal a extrema em Ouro Preto do Oeste (-0.25 a -1.82) e Guajará-Mirim (-0.38 a -1.78); anormal a severa em Ministro Andreazza (-0.62 a -1.34) e Costa Marques (-0.6 a -1.35); anormal a extrema em Pimenta Bueno (-0.59 a -1.81); e anormal a extraordinária em Ariquemes (-1.15 a -2.18), Porto Velho (-0.98 a -1.98), Alto Paraíso (-0.73 a -2.22) e Rolim de Moura (-0.3 a -2.12).

O mapa temático da KO exponencial (Figura 6a) evidencia um padrão de seca que varia de normal a severa, com eventos mais críticos na porção norte e nordeste do estado. O efeito pepita correspondeu a 45% do valor do patamar do semivariograma, o que indica uma moderada dependência espacial presente na distribuição espacial dos valores de SPI-12 (CAMBARDELLA *et al.*, 1994). O erro médio quadrático (0.74) apresentou-se menor que o erro médio padronizado (0.81), desta forma, a KO subestimou os valores de SPI-12.

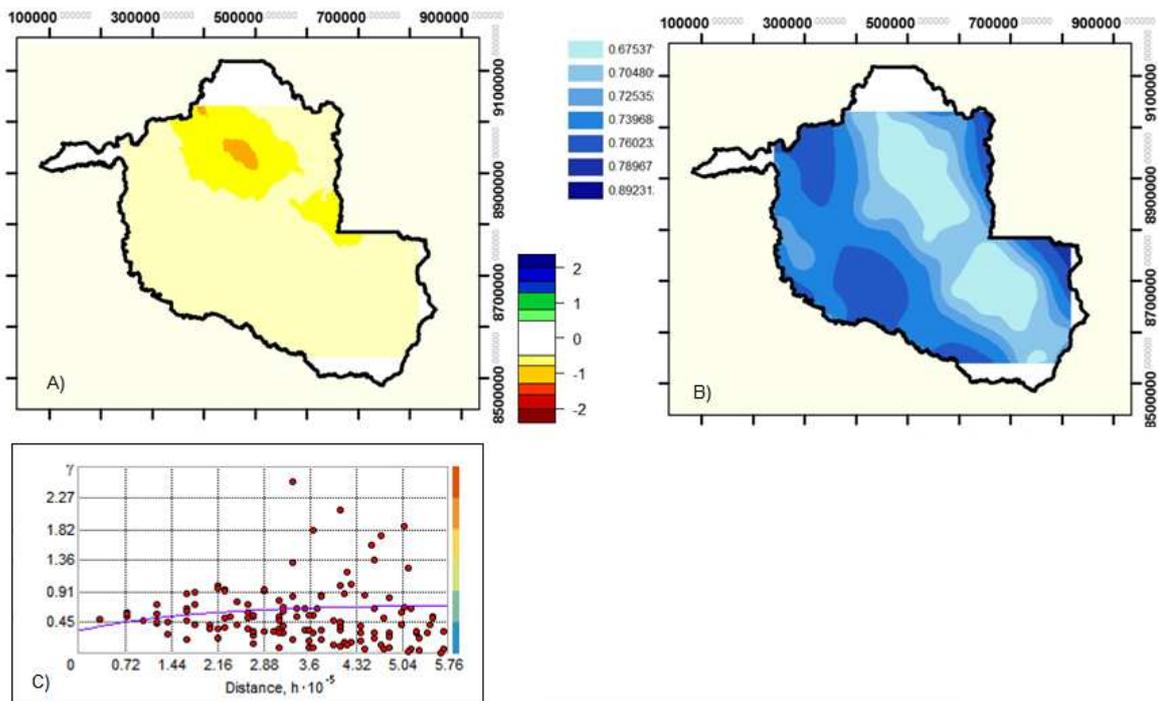


Figura 6. Mapa de inferência SPI-12 por KO exponencial para 1999 (A); Mapa de erro da KO em mm (B); Semivariograma da KO (C) com pepita 0.32, patamar 0.71, maior alcance 545.12, menor alcance 328.340, ângulo de direção de 312.6° e de tolerância de 45°.

Na série do SPI-12 meses destaca-se o ano de 2000, como o de seca com maior extensão desde 1983 (Figura 7a). A situação foi crítica em quase todo o estado o ano inteiro, variando de normal a extraordinariamente seco. Os municípios afetados com meses extraordinariamente secos foram Porto Velho (-0.8 a -2.76), Guajará-Mirim (-2.26 a -2.88) e Ariquemes (-1.31 a -2.71).

No ano 2000 verifica-se que o efeito pepita correspondeu a 72% do valor do patamar do semivariograma (Figura 7c), isso indica uma dependência espacial moderada presente na distribuição espacial dos valores de SPI-12, conforme Cambardella et al. (1994). O erro médio quadrático (0.80) apresentou-se menor que o erro médio padronizado (0.90), desta forma, a KO subestimou os valores de SPI-12.

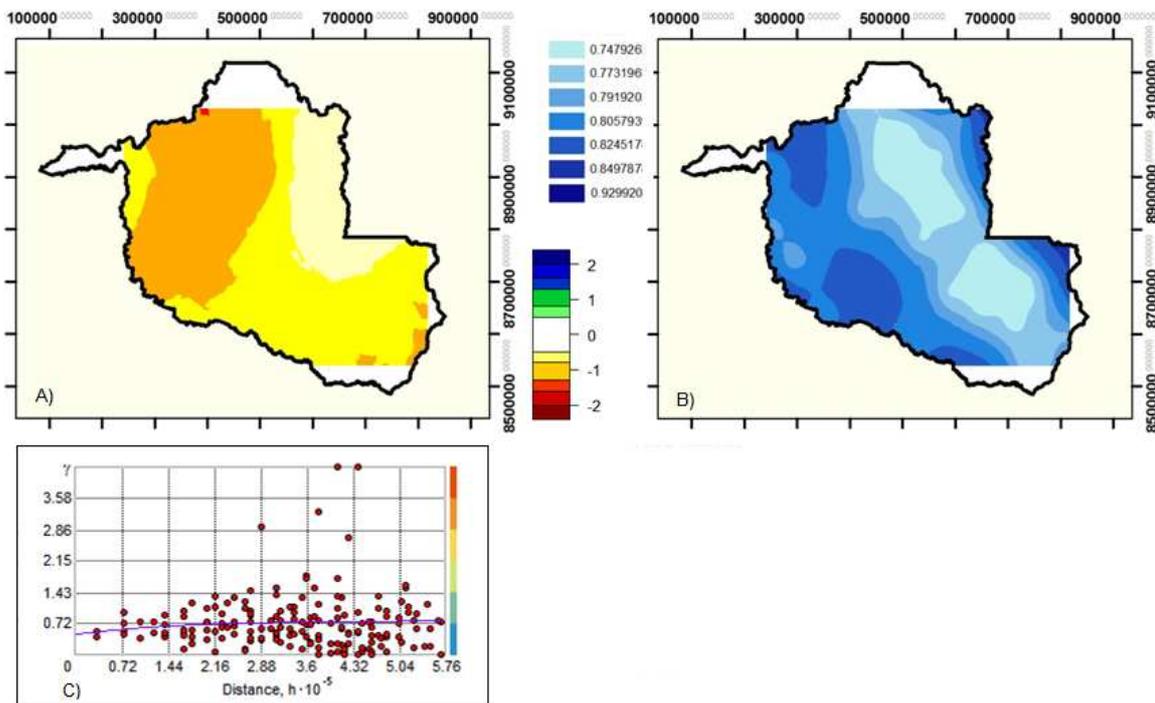


Figura 7. Mapa de inferência SPI-12 por KO exponencial para 2000 (A); Mapa de erro da KO em mm (B); Semivariograma da KO (C) com pepita 0.54, patamar 0.75 e alcance 466.29.

No ano de 2011 verifica-se a ocorrência de situações extremas de seca identificadas no valor do SPI-12. Assim, é possível observar que em alguns meses o índice atingiu sucessivamente valores inferiores a -1.30, especificamente na porção centro-sul do estado (Figura 8a), com seca ocorrendo praticamente o ano inteiro. Os municípios mais afetados são Ministro Andreazza (0.52 a -1.43), Pimenta Bueno (-1.2 a -2.42), Cacoal (-0.42 a -1.68), Alta Floresta do Oeste (-2.28 a -4.19) e Jarú (-1.14 a -2.10).

Verifica-se que o efeito pepita corresponde a 9% do valor do patamar do semivariograma (Figura 8c), isso indica uma dependência espacial forte presente na distribuição espacial dos valores de SPI-12 em 2011, conforme Cambardella et al. (1994). O erro médio quadrático (1.06) apresentou-se menor que o erro médio padronizado (1.11), desta forma, a KO subestimou os valores de SPI-12.

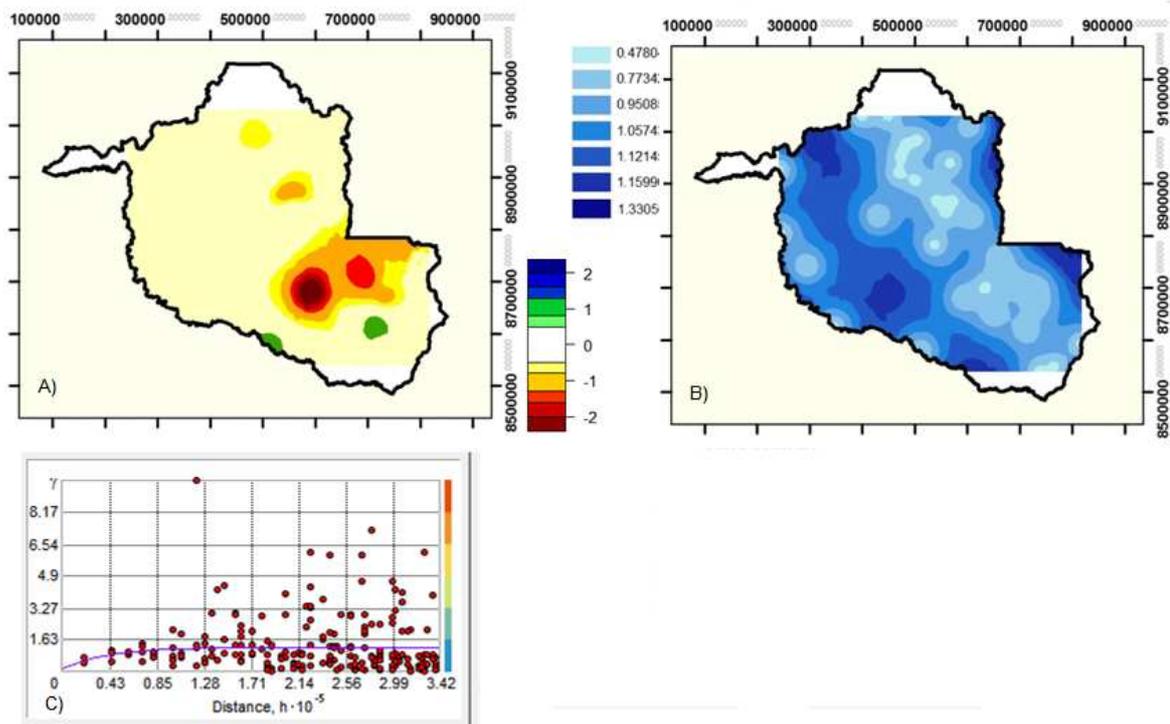


Figura 8. Mapa de inferência SPI-12 por KO exponencial para 2011 (A); Mapa de erro da KO em mm (B); Semivariograma da KO (C) com pepita 0.11, patamar 1.13 e alcance 124.73.

3.2 Teste-t entre as amostras

O teste-t entre os conjuntos de dados de precipitação da ANA e do NOAA demonstrou que 72% das estações possuem médias estatisticamente similares ao nível de 5% de significância (Tabela 7).

Tabela 7. Teste-t entre as médias dos dados da ANA x NOAA.

ID da Estação	Teste t	ID da Estação	Teste t
1	0.0125	17	0.7153
2	0.0005	18	0.3871
3	0.0945	19	0.7334
4	0.3305	20	0.0057
5	0.1030	21	0.4036
6	0.2394	22	0.3472
7	0.4778	23	0.4538
8	0.0185	24	0.8122
9	0.0456	25	0.0437
10	0.1929	26	0.5906
11	0.0001	27	0.1882
12	0.3735	28	0.1085
13	0.9232	29	0.0017
14	0.4355	30	0.0082
15	0.4165	31	0.9465
16	0.7869	32	0.0747

Desta forma, fica evidenciado que neste estudo, os dados do NOAA foram significativos para investigar a ocorrência de secas no estado de Rondônia por meio do SPI. Isso significa um ganho no processamento de dados visto que, os mesmos são ausentes de falhas e, apresentaram uma correlação significativa (>0.65) com os dados de referência obtidos na base da ANA.

Conclusões

Alguns eventos de seca foram particularmente severos. No SPI-12 destaca-se 2000 como o ano de seca com maior extensão geográfica desde 1983. Em 2011, apesar da seca ocorrer com menor extensão, este foi o ano com eventos pontuais mais extremos.

Como a seca é um fenômeno temporal do clima e possível de ocorrer em qualquer regime de temperatura e umidade, não foi possível determinar qual a região de Rondônia foi mais afetada pela seca entre 1983 e 2013, devido a mesma estar distribuída em diferentes regiões em todo o estado a cada ano em que o fenômeno foi identificado.

Quanto aos métodos de espacialização e interpolação utilizados, verifica-se que, áreas com poucas estações tiveram alta incerteza local e, portanto, são regiões potenciais para implantação de novas estações de monitoramento terrestre. Neste sentido, os resultados do SPI-12 gerados com dados do NOAA apresentaram-se satisfatórios ao nível de significância de 5% e com correlação representativa com os dados da ANA, o que confirma sua utilidade para estudos de evolução das secas no estado.

A *krigeagem* ordinária não foi uma técnica adequada, devido os altos valores de pepita nos semivariogramas experimentais em relação ao patamar, conferindo dependência espacial de fraca a moderada (em 1984, 1999 e 2000), o que torna o modelo impreciso e compromete a confiabilidade do mesmo. Os erros demonstraram, ainda, sub e superamostragem da KO em todos os anos analisados. Desta forma, para que a espacialização dos dados seja mais precisa é necessário explorar outras técnicas e métodos de interpolação.

Referências Bibliográficas

BARNES, S. L., 1964: A technique for maximizing details in numerical weather map analysis. J. **Appl. Meteor.**, 3, 396–409.

BORMA, Laura S.; NOBRE, Carlos [org.]. **Secas na Amazônia: causas e consequências**. São Paulo: Oficina de textos, 2013.

CAMARGO, E. C. G.; FUCKS, S.D.; CAMARA, G. Análise espacial de superfícies. In: DRUCK, S.; CARVALHO, M.S.; CÂMARA, G.; MONTEIRO, A.V.M. (eds) **Análise Espacial de Dados Geográficos**. Brasília, EMBRAPA, 2004 (ISBN: 85-7383-260-6). Disponível em: http://www.dpi.inpe.br/gilberto/tutoriais/gis_ambiente/5geoest.pdf. Acesso em 10 de dez. de 2014.

CAMARGO, Eduardo Celso Gerbi. **Geoestatística: Fundamentos e Aplicações**. 1998. Disponível em: http://www.dpi.inpe.br/gilberto/tutoriais/gis_ambiente/5geoest.pdf Acesso em 22 de dez. de 2014.

CAMBARDELLA, C. A.; MOORMAN, T. B.; NOVACK, J. M.; et al. Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. **Soil Science Society America Journal**, v. 58, p. 1240-1248, 1994.

CARUSO, C.; QUARTA, F. Interpolation methods comparison. **Computers & Mathematics with Applications**. v. 35, n. 12, p. 109–126, 1998.

CHEN, M., et al. Global Land Precipitation: A 50-yr Monthly Analysis Based on Gauge Observations, **J. of Hydrometeorology**, 3, 249-266, 2002.

CRESSMAN, G. P., 1959: An operational objective analysis system. **Mon. Wea. Rev.**, 87, 367–374

DEUTSCH, C. V.; JOURNEL, A. G. **GSLIB: Geostatistical Software Library and User's Guide**. New York: Oxford University Press, Oxford, 1992. 340 p.

GANDIN, L. S. Objective Analysis of Meteorological Fields. Israel **Program for Scientific Translations**, 242 pp., 1965.

GUEDES, L. P. et al. Anisotropia no estudo da variabilidade espacial de algumas variáveis químicas do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**. Viçosa, v. 32, n. 6, Nov./dez., 2008.

GUIMARÃES, E. C. **Variabilidade espacial da umidade e da densidade do solo em um Latossolo Roxo**. Campinas: 1993. 135 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Agrícola) - Faculdade de Engenharia Agrícola, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 1993.

JONHSTON, K.; VER HOEF, J. M.; KRIVORUCHKO, K.; LUCAS, N. **Using Arcgis Geoestatistical Analyst**. Esri New York – USA, 300p., 2001.

KEYANTASH, John; DRACUP, John A. The Quantification of Drought: An Evaluation of Drought Indices. **Bull. Amer. Meteor. Soc.**, 83, 1167–1180, 2002.

MCKEE, T.B., DOESKEN, N.J. e KLEIST, J., **The relationship of drought frequency and duration to the time scales.** 8th Conference on Applied Climatology, pp.179-184, 1993.

MARENGO, J. A. Interannual variability of surface climate in the Amazon Basin. **Int. J. Climatol.**, vol. 12, p.8, 853-863, 1992.

MARENGO, J. A. et. al. The drought of Amazonia in 2005. **Journal of Climate**, v. 21, n. 3, p. 495-516, 2008.

MISHRA, A. K., SINGH, V. P. A review of drought concepts. **Journal of Hydrology**, v. 391, n. 1-2, p. 202-216, Set. 2010.

NDMC, National drought mitigation center. **What is drought? Understanding and defining drought.** University of Nebraska-Lincoln, 2006.

REIS; D. S., Jr.; STEDINGER, J. R.; MARTINS, E. S. Bayesian GLS Regression with application to LP3 Regional Skew Estimation. **Water Resources Research**, v. 41, W10419, 2005.

SANTOS, Marcus Suassuna. **Caracterização espaço-temporal de secas utilizando ondaletas e o Standardized precipitation index: uma aplicação para a parcela mineira da bacia do Rio São Francisco.** 2011. Disponível em: <http://www.cprm.gov.br/publique/media/diss_marcos_santos.pdf>. Acesso em 10 de nov. de 2014.

SHEPARD, D. A two dimensional interpolation function for regularly spaced data. Proc. 23 d **National Conf. of the Association for Computing Machinery**, Princeton, NJ, ACM, 517–524, 1968.

TABACHNICK, B. G.; FIDELL, L. S. **Using multivariate statistics.** New York: HarperCollins, 1996.

TADESSE T. **Drought Indices: Overview and application.** National Drought Mitigation Center, University of Nebraska, Lincoln, USA, 2006.

UVO, C. et. al. The relationships between tropical Pacific and Atlantic SST and northeast Brazil monthly precipitation. **Journal of Climate**, v. 11, p.551-562, 1998.

WMO, World Meteorological Organization. **International Cloud Atlas: Manual on the Observation of Clouds and Other Meteors.** Geneva, v. I, n. 407, 1975.