

Definição de Liminares de Secas e Cálculo do Índice de Precipitação Padronizada por Meio de Análise Regional de Frequências na Bacia do Alto São Francisco

Marcus Suassuna Santos¹, Éber José de Andrade Pinto^{1 e 2}, Luana Kessia Lucas Alves Martins¹,
Jorge Antônio de Oliveira Pinto¹

msuassuna@gmail.com, eber.andrade@cprm.gov.br, luanakessia10@yahoo.com.br, jaopbr@gmail.com

Recebido: 24/02/11 - revisado: 10/10/11 - aceito: 24/10/12

RESUMO

Um dos principais temas no estudo de secas é como definir esse fenômeno, qualitativa e quantitativamente. Por meio de um índice de seca, o *Standardized Precipitation Index* ou Índice de Precipitação Padronizada (SPI), buscou-se caracterizar quantitativamente o fenômeno para a bacia do alto São Francisco, utilizando-se para o cálculo do SPI técnicas de análise regional de frequência com momentos-L. Foi calculado o SPI-7 no período de abril a outubro, escala que pode ser apropriada para caracterização de secas agrícolas na região. Por meio da análise regional foram estimados limiares de precipitação capazes de caracterizar tanto períodos secos quanto períodos chuvosos na região referentes ao intervalo de abril a outubro. O uso da análise regional no cálculo do SPI aprimora sua estimativa, a qual pode ser comprometida pelo tamanho reduzido das amostras disponíveis para o cálculo do índice a partir de métodos convencionais de estimativa de parâmetros.

Palavras-Chave: Secas, *Standardized Precipitation Index*, Regionalização, Index-flood, Momentos-L

INTRODUÇÃO

A problemática da definição das secas tem sido tema de freqüentes discussões na literatura. Yevjevich (1967, *apud* MISHRA e SING, 2010) observa que a diversidade de visões sobre o conceito de secas é um dos principais obstáculos à investigação do fenômeno. Mishra e Singh (2010) enunciam alguns desses conceitos, destacando que eles se alteram em função da variável utilizada para descrever o fenômeno. Também Smakhtin e Schipper (2008) propuseram-se a uma discussão teórica sobre o tema, destacando a necessidade de uma conceituação precisa com vistas a uma boa gestão. Para os referidos autores, seca pode ser compreendida como um fenômeno meteorológico, temporário e recorrente, sendo resultante de precipitações abaixo do normal para uma dada região, para um dado período de tempo. Outros autores, tais como McKee (1993) possuem opinião semelhante. Para o interesse do presente estudo, a conceituação de Smakhtin e Schipper (2008) se mostra a mais adequada.

Na caracterização quantitativa desse fenômeno, tem sido comum o uso de índices de secas. Esses índices podem ser entendidos como um valor numérico, muito mais útil do que dados brutos de precipitação, vazão e outros indicadores de disponibilidade hídrica. Nesse sentido, índices de secas são úteis para gestores na medida em que apresentam uma medida resumida da condição de umidade em determinada localidade.

Dentre diversos índices que têm sido utilizados para a caracterização de secas, destaca-se o *Standardized Precipitation Index*, ou Índice Precipitação Padronizada, SPI (MCKEE, 1993). O uso do SPI tem sido ampliado em todo mundo e será a base para definição de limiares de secas neste trabalho. Os atributos que justificam seu uso na caracterização das secas são: sua base conceitual, uma vez que reflete a diferença de chuvas ocorridas em relação a uma condição tida como normal; sua versatilidade, na medida em que pode ser calculado em diversas escalas e períodos de tempo; o fato de o SPI ser função apenas da probabilidade, o que permite que se utilize a função de distribuição de probabilidades que melhor se ajuste a amostra de dados de chuva; o fato de o SPI ser capaz de caracterizar tanto períodos secos quanto chuvosos; e o fato de ele se adequar a qualquer variável hidrológica. Contudo, o uso desse índice também apresenta limitações.

¹ - Universidade Federal de Minas Gerais — UFMG

² - CPRM – Serviço Geológico do Brasil

Mishra e Singh (2010) argumentam que a principal delas é a necessidade de longos registros históricos para seu cálculo consistente, o que nem sempre é disponível.

Entende-se por limiar (*threshold*), o valor limite abaixo do qual determinada região pode ser considerada como estando numa situação de seca, ou um valor acima do qual uma região pode ser considerada como estando numa situação chuvosa, em relação a uma condição de normalidade definida. Para a estimativa desses limiares, foi utilizada a técnica análise regional de frequências, por meio do *index-flood* combinada com estimativas de parâmetros de distribuições por meio de momentos-L na região do alto São Francisco, no período de sete meses de estiagem (abril a setembro). Foram ajustadas as distribuições generalizada logística e generalizada normal, reparametrizações das ditribuições Logística e Log-normal, respectivamente, como descrito por Hosking e Wallis (1997).

A importância do cálculo consistente desses limiares reside no fato de que a caracterização numérica das secas sempre foi um desafio. Pretende-se contribuir com o estudo das secas reduzindo-se a subjetividade na caracterização do fenômeno e melhorando a qualidade da estimativa de limiares característicos.

ÍNDICE DE PRECIPITAÇÃO NORMAL PADRONIZADA – SPI

O SPI foi desenvolvido por McKee (1993) com o intuito de contribuir para a definição numérica de secas. Seu cálculo é baseado nas probabilidades de superação de um determinado volume precipitado acumulado. Para seu cálculo são necessários dados de precipitação totais mensais. Esses valores de precipitações mensais são somados em escalas diversas, por exemplo, 3, 6, 12 ou 24 meses. A definição dessas escalas é arbitrada pelo usuário do índice. Para determinado mês, por exemplo, outubro, o SPI relativo a 7 meses (SPI-7) é obtido a partir do somatório das precipitações ao longo dos sete meses que antecedem outubro (somatório de abril até outubro).

Esse conjunto de dados, resultantes do somatório das precipitações ao longo dos meses é, em seguida, ajustado a uma função densidade de probabilidades. Na formulação original, McKee (1993) utilizou a função Gamma. Outros autores

fizeram uso de outras funções para o cálculo do SPI. A partir do ajuste da distribuição de probabilidades, a cada elemento da série ajustada é atribuída uma probabilidade de não superação. Cada uma dessas probabilidades de não superação é, por fim, associada ao quantil correspondente da distribuição normal padrão (média 0,0 e desvio-padrão 1,0). O valor do quantil da distribuição normal padrão associado à probabilidade calculada no período de interesse é o valor do SPI para o mês em questão.

Por meio desse procedimento diversas classes de SPI podem ser definidas. A classificação aqui adotada é a mesma da formulação original, considerando também situações chuvosas. A Tabela 1 mostra as classes de precipitação, bem como as probabilidades de ocorrência de secas em cada uma delas (P_{classe}). Também são apresentadas as probabilidades atribuídas à não superação dos limites inferior e superior de cada classe de SPI considerada, P (inf) e P (sup).

Tabela 1 - Classes de secas e probabilidades associadas

Classe	Limites SPI	P (inf)	P (sup)	P_{classe}
Seca Extrema (SE)	< -2,0	0,0%	2,3%	2,3%
Seca Severa (SS)	-2,0 a -1,5	2,3%	6,7%	4,4%
Seca Moderada (SM)	-1,5 a -1,0	6,7%	15,9%	9,2%
Seca Leve (SL)	-1,0 a 0,0	15,9%	50,0%	34,1%
Chuvoso Leve (CL)	0,0 a 1,0	50,0%	84,1%	34,1%
Chuvoso Moderado (CM)	1,0 a 1,5	84,1%	93,3%	9,2%
Chuvoso Severo (CS)	1,5 a 2,0	93,3%	97,7%	4,4%
Chuvoso Extremo (CE)	>2,0	97,7%	100,0%	2,3%

No presente trabalho, será realizado o cálculo de limiares de precipitação, por meio da análise regional de frequência com momentos-L, associadas às probabilidades mostradas na Tabela 1. Esses limiares são relativos às probabilidades P (inf) e P (sup) de cada uma das classes.

ANÁLISE REGIONAL DE FREQUÊNCIAS

A análise de frequências visa estimar com que periodicidade média determinado evento ocorre. A análise regional de frequência visa melhorar a confiabilidade da análise por meio da utilização de informações ao longo de uma região considerada homogênea, reduzindo as incertezas na estimativa de parâmetros regionais. Além disso, a análise regional permite a regionalização de

variáveis hidrológicas, ou seja, a estimação de quantis característicos dessas variáveis onde não ocorre monitoramento.

Os principais métodos utilizados na análise regional de frequência são: (i) métodos que regionalizam eventos com determinado risco; (ii) métodos que regionalizam parâmetros de distribuições de probabilidades; e (iii) métodos que regionalizam quantis adimensionalizados de probabilidades, denominado “cheia-índice” ou *index-flood*. O nome “cheia-índice” é usado porque as primeiras aplicações do método por Dalrymple (1960, *apud* HOSKING e WALLIS, 1997) foram na análise de cheias. Contudo sua utilização não se limita a esse tipo de evento.

Nos casos (ii) e (iii), a definição de regiões homogêneas precede à análise. A condição para que determinada região possa ser considerada homogênea é que as distribuições de frequência nos locais que compõem essa região possam ser descritas por distribuições de probabilidade idênticas, a menos de um fator de escala. A etapa de definição de regiões homogêneas é a etapa mais sujeita a subjetividades dentro do processo de análise regional de frequências (HOSKING e WALLIS, 1997).

Para a delimitação dessas regiões, podem ser utilizadas tanto estatísticas locais (momentos, momentos-L, tendências nas curvas de frequências locais, correlação entre informações locais) bem como características locais (coordenadas geográficas, altitude, relevo, clima, geologia, isoietas). Formalmente, o método do *index-flood* pode ser descrito pela equação 1.

$$X_j(F) = \mu_j x(F), j = 1, \dots, N \quad (1)$$

Em que, $X_j(F)$ são os dados observados no posto j , μ_j é o *index-flood* ou fator de adimensionalização para o local j , $x(F)$ representa a curva regional de quantis e N é o número de postos de monitoramento.

Para a adimensionalização da série, cada dado da série do posto j , no período de tempo i é dividido pelo *index-flood*, $\hat{\mu}_j$ (equação 2).

$$x_{i,j} = X_{i,j} / \hat{\mu}_j, i = 1, \dots, n_i, j = 1, \dots, N \quad (2)$$

Em que n_i é o tamanho da amostra.

Pelo método do *index-flood*, utilizando-se momentos-L, as regiões homogêneas são definidas pelas características locais e pelas curvas empíricas de frequência adimensionalizadas. Os p parâmetros

da distribuição regional são calculados utilizando as médias ponderadas dos momentos-L e das razões-L amostrais das estações da região homogênea. As médias são ponderadas pelo tamanho das séries, n_j , como mostrado nas equações 3 (a,b e c).

$$(a) \bar{l}_r = \frac{\sum_{j=1}^N n_j l_{r,j}}{\sum_{j=1}^N n_j} \quad (b) \bar{t} = \frac{\sum_{j=1}^N n_j t_j}{\sum_{j=1}^N n_j} \quad (c) \bar{t}_r = \frac{\sum_{j=1}^N n_j t_{r,j}}{\sum_{j=1}^N n_j} \quad (3)$$

Em (3.a) r varia de 1 a 4 e em (3.c) r pode ser igual a 2 ou 3. Em cada posto j , o $l_{r,j}$ é o momento-L de ordem r , o t_j é o L-CV e o $t_{r,j}$ é a razão-L de ordem 2 (Assimetria-L) ou de ordem 3 (Curtose-L). Os momentos-L regionais são representados por \bar{l}_r , o L-CV regional por \bar{t} , a Assimetria-L regional por \bar{t}_2 e a Curtose-L regional por \bar{t}_3 .

Tendo sido estimados os parâmetros da distribuição adimensional de frequências, as estimativas locais são feitas a partir da equação regional de distribuição de frequências, multiplicada pelo *index-flood*. A equação 4 descreve a estimativa dos quantis para um ponto dentro da região homogênea em que $\hat{X}_j(F)$ é o quantil no local de interesse i , $\hat{\mu}_j$ é o *index-flood* estimado para o local, e $\hat{x}(F)$ a curva regional de quantis estimada.

$$\hat{X}_j(F) = \hat{\mu}_j \hat{x}(F) \quad (4)$$

Antes de prosseguir, é relevante ressaltar que a utilização do método *index-flood* parte de algumas premissas mencionadas em Hosking e Wallis (1997): (i) observações em diferentes locais são identicamente distribuídas; (ii) observações em um dado local não apresentam correlação serial; (iii) observações em diferentes locais são independentes; (iv) distribuições de frequências em diferentes locais são idênticas, a menos de um fator de escala; e (v) a forma matemática da curva regional de quantis pode ser especificada.

Quanto à análise no período seco, é relevante realizar alguns comentários. É sabido que as observações de diferentes estações podem ser correlacionadas entre si, especialmente considerando que se trata da análise de estiagem. Em geral, secas ocorrem em vastas regiões, diferentemente do caso de chuvas intensas que são consideradas pontualmente ou escala de bacia hidrográfica.

Sendo assim, é improvável que diante de uma grande densidade de postos de monitoramento a premissa (iii) seja observada.

Ainda que essas premissas não sejam satisfeitas por completo, a análise regional de frequências por meio de momentos-L pode ser realizada, sabendo-se de suas limitações. Hosking e Wallis (1997) defendem que essas premissas podem ser razoavelmente aproximadas por meio de uma seleção criteriosa dos postos de uma dada região, bem como por uma função de distribuição de frequências regionais que represente adequadamente os dados locais observados.

ANÁLISE REGIONAL UTILIZANDO-SE MOMENTOS-L

Momentos-L consistem em um sistema alternativo para descrever o formato de distribuições de probabilidade, derivado dos Momentos Ponderados por Probabilidades (HOSKING e WALLIS, 1997). Momentos ponderados por probabilidades, porém, são difíceis de serem interpretados como medidas de escala e forma de uma distribuição de probabilidades, o que pode ser feito por meio de combinações lineares daqueles momentos (HOSKING e WALLIS, 1997).

É conveniente ainda o uso de razões adimensionais, denominadas razões-L, para descrever o formato de distribuições de probabilidade. Essas razões-L são mostradas nas equações (5) e (6) e podem ser associadas a momentos convencionais. Por exemplo, o Coeficiente de Variação-L, ou L-CV, (dado pela equação 6) é uma medida análoga ao Coeficiente de Variação amostral, C_v .

$$\tau_r = \lambda_r / \lambda_2 \quad (5)$$

$$\tau = \lambda_2 / \lambda_1 \quad (6)$$

Em que τ_r é a razão-L associada aos momentos de ordem r , λ_r é o momento-L de ordem r e τ é a razão-L correspondente ao coeficiente de variação.

Para cada distribuição de probabilidades, os parâmetros das distribuições podem ser estimados a partir de momentos-L e razões-L. No caso, da distribuição Generalizada Logística, descrita pelas equações (7) e (8), os parâmetros de posição, escala e forma (ξ , α , e κ , respectivamente) podem ser

obtidos a partir de momentos-L e razões-L, como mostrado nas equações de (9) a (11).

$$f(x) = \frac{\alpha^{-1} e^{-(1-\kappa)y}}{(1-e^{-y})^2} \quad (7)$$

$$y = \begin{cases} -\kappa^{-1} \log[1 - (x - \xi)/\alpha] & \kappa \neq 0 \\ (x - \xi)/\alpha & \kappa = 0 \end{cases} \quad (8)$$

$$\xi = \lambda_1 - \alpha \left(\frac{1}{\kappa} - \frac{\pi}{\text{sen}(\kappa\pi)} \right) \quad (9)$$

$$\alpha = \frac{\lambda_2 \text{sen}(\kappa\pi)}{\kappa\pi} \quad (10)$$

$$\kappa = -\tau_3 \quad (11)$$

Já a distribuição generalizada normal é caracterizada pelas equações 12 a 13.

$$f(x) = \frac{e^{\kappa y - y^2/2}}{\alpha \sqrt{2\pi}} \quad (12)$$

$$y = \begin{cases} -\kappa^{-1} \log[1 - \kappa(x - \xi)/\alpha] & \kappa \neq 0 \\ (x - \xi)/\alpha & \kappa = 0 \end{cases} \quad (13)$$

$$F(x) = \Phi(y) \quad (14)$$

Em que, Φ é uma função de distribuição acumulada da distribuição normal padrão.

Os parâmetros da distribuição também podem ser obtidos a partir dos momentos-L, contudo as razões-L são estimadas por meio de aproximações e uso de coeficientes (sugere-se ao leitor, para mais detalhes consultar HOSKING e WALLIS, 1997).

Duas medidas são particularmente importantes para a verificação da homogeneidade de uma região: medida de discordância e medida de heterogeneidade regional. Além delas, para avaliar a adequação das amostras regionais a uma distribuição de probabilidades é calculada a medida de aderência. Essas medidas serão descritas resumidamente, para mais detalhes sugere o leitor a remeter-se a Hoskings e Wallis (1997) ou Naghettini e Pinto (2007).

A medida de discordância visa identificar, dentro do grupo de amostras, quais dentre elas apresentam comportamento discrepante das estatísticas regionais. Para o cálculo dessa medida é necessário realizar estimativas de razões-L, a saber, o L-CV (τ), a Assimetria-L (τ_3) e a Curtose-L (τ_4). A idéia dessa medida é que essas razões sejam lançadas em um espaço tridimensional e, caso algum dos

pontos se afaste em demasia do conjunto das amostras, esta é considerada discordante.

A medida de discordância do local j , é dada pela expressão (15), sendo u_j o vetor $\{\tau, \tau_3, \tau_4\}$ e \bar{u} , o vetor médio da região. O valor S é a chamada matriz de covariância amostral.

$$D_j = \frac{N}{3(N-1)} (u_j - \bar{u})^T S^{-1} (u_j - \bar{u}) \quad (15)$$

Conforme Hoskings e Wallis (1997) os valores críticos para medida de discordância variam em função do número de postos na região. A Tabela 2 apresenta os limites considerados pelos autores.

A medida de heterogeneidade regional utiliza a lógica de comparar a dispersão das razões-L das amostras que compõem a região em estudo com a dispersão das razões-L em uma região sabidamente homogênea. Essa região sabidamente homogênea pode ser gerada utilizando-se simulação de Monte Carlo, tendo como parâmetros as razões-L amostrais da região. Hosking e Wallis (1997) recomendam que a medida de heterogeneidade baseie-se, preferencialmente, no cálculo do L-CV para as regiões analisada e simulada.

Tabela 2 - Valores críticos à medida de discordância em função do número de postos de monitoramento

Postos da região	D _{crítico}	Postos da região	D _{crítico}
5	1,333	11	2,632
6	1,648	12	2,757
7	1,917	13	2,869
8	2,140	14	2,971
9	2,329	≥15	3,000
10	2,491		

Fonte: Hoskings e Wallis (1997)

A comparação entre a dispersão observada e a dispersão simulada é definida pela equação (16), em que σ_v , é o desvio-padrão e μ_v é a média aritmética dos N valores de medidas de dispersão simulados por meio do método de Monte Carlo.

$$H = \frac{(V - \mu_v)}{\sigma_v} \quad (16)$$

De acordo com o teste de significância proposto pelos autores da metodologia, considera-se a região *aceitavelmente homogênea*, caso $H < 1$. Caso $H \geq 2$, a região deve ser classificada como *definitivamente*

heterogênea e se $1 \leq H < 2$, a região é *possivelmente heterogênea*.

Quanto à aderência de uma certa distribuição de probabilidades de três parâmetros a dados observados, Hosking e Wallis (1997) consideram momentos de ordem superior, como a assimetria-L e a curtose-L. Nesse caso, pode-se julgar a aderência de determinada amostra a uma determinada distribuição de probabilidades pela medida com que essa distribuição aproxima-se das médias regionais de assimetria-L e curtose-L.

O cálculo da medida de aderência de cada distribuição candidata pode ser feito por meio da equação 17, em que τ_4^R é a medida da curtose regional, σ_4 é o desvio padrão de τ_4^R . Nesse caso, pode ser utilizada a mesma simulação realizada para a definição da medida de heterogeneidade, considerando uma distribuição de probabilidades Kapa. B_4 é o viés de τ_4^R .

$$Z^{Dist} = \frac{\tau_4^{Dist} - \tau_4^R + B_4}{\sigma_4} \quad (17)$$

A hipótese de aderência será tão mais aceita quanto mais próximo de zero for o resultado de Z . Admite-se, contudo, um valor limite de aceitação $|Z^{Dist}| \leq 1,64$ para qualquer distribuição.

Rotinas para o uso da metodologia de Hosking e Wallis (1997) são disponibilizadas pelo Departamento de Estatística da Carnegie Mellon University (2010), em seu sítio eletrônico (<http://lib.stat.cmu.edu/general/lmoments>).

MATERIAL E MÉTODOS

A área de estudo foi a bacia do alto São Francisco (Sub-bacia 40, Figura 1). Os totais pluviométricos anuais da região variam entre 1700mm, nas cabeceiras da bacia, a 1150mm, na região próxima à foz do rio das Velhas. O regime pluviométrico é típico das regiões de clima tropical, com a ocorrência de valores mensais máximos no verão e mínimos no inverno (PINTO et al, 2006). Os postos de monitoramento pluviométrico são mostrados na Figura 1.

A bacia do alto São Francisco é delimitada por suas nascentes, ao sul, e pela barragem da UHE Três Marias, ao norte. Toda região apresenta intenso uso de recursos hídricos, em especial para a agricultura e abastecimento, além do uso para geração de energia elétrica.

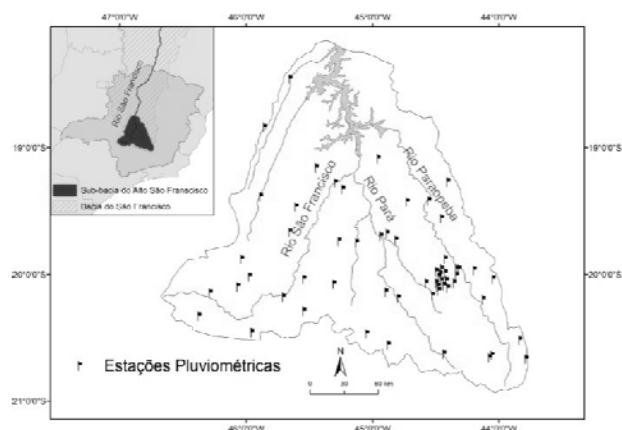


Figura 1 - Mapa de situação da bacia do alto rio São Francisco

Um dos elementos que tornam o estudo da bacia especialmente interessante é a presença do reservatório da UHE Três Marias, um dos maiores do Brasil com cerca de 20 bilhões de metros cúbicos de água, associado a uma unidade geradora de 396 MW. Além da geração de energia, o volume do reservatório é útil para a regularização de vazões do rio São Francisco, evitando a ocorrência de inundações de importantes cidades à jusante, principalmente a cidade de Pirapora, e garantindo a oferta hídrica para os diversos usos do reservatório.

As chuvas na região são concentradas em cinco meses ao longo do ano, seguidos de sete meses com poucas chuvas. Isso faz com que as primeiras chuvas que ocorrem nos meses de outubro e novembro sejam esperadas para aliviar o *stress* hidrológico da região, em virtude da estiagem prolongada. Observa-se, portanto, que, secas nesse período decorrentes de atrasos no início do período chuvoso, podem gerar impactos significativos à região, especialmente sobre a agricultura, em virtude do elevado consumo de água perdido por evapotranspiração.

Foram utilizados neste estudo 49 postos com mais de 25 anos de dados existentes na bacia do alto São Francisco. Os códigos dos postos, comprimento das séries e médias dos totais precipitados no período seco (abril a outubro) estão apresentados na Tabela 3. A região em estudo, ao longo do período seco, apresenta valores de precipitação média variando de 234,8 a 370,8 mm, ou seja, uma amplitude de 136 mm, com as maiores alturas médias sendo observadas nos limites sudoeste da bacia. A média dos valores da Tabela 3 é de 297,6

mm com um desvio padrão de 32,6 mm; a mediana é de 295,4 mm e a assimetria de 0,148.

Tabela 3 - Código dos 49 postos estudados, comprimento das séries e médias de precipitação do período seco

Posto	N (anos)	Média (mm)	Posto	N (anos)	Média (mm)
01845002	36	272,7	02044007	65	313,1
01845004	32	307,3	02044008	65	269,7
01944004	66	268,5	02044009	64	329,4
01944007	62	260,5	02044012	62	327,4
01944010	50	240,4	02044016	36	320,1
01944011	60	260,3	02044019	36	296,4
01944021	48	264,3	02044020	36	283,9
01944026	36	295,0	02044021	34	288,3
01944027	33	270,5	02044024	34	294,5
01944031	33	234,8	02044026	32	297,2
01944032	29	284,9	02044040	33	335,5
01944048	25	286,8	02044041	30	292,8
01944049	31	235,5	02044042	30	325,0
01944055	28	273,6	02044043	30	301,0
01945002	53	321,7	02044047	28	275,0
01945004	45	237,7	02045001	65	331,6
01945008	32	307,7	02045002	63	294,7
01945019	47	308,4	02045005	65	312,2
01945035	32	278,0	02045010	32	327,0
01946000	62	346,1	02045011	32	370,8
02043005	28	298,6	02045012	32	367,0
02043013	63	318,0	02045013	32	335,5
02044002	48	295,4	02046007	65	305,1
02044003	64	289,7	02046013	32	362,2
02044006	58	270,9			

A primeira etapa do trabalho consistiu na definição de regiões homogêneas para o período de sete meses em questão. A escolha desse período se justifica por englobar todo o período seco, inclusive as últimas chuvas da estação chuvosa anterior, em abril, até o final do período de estiagem, que se finaliza com as primeiras chuvas de outubro. A definição dessas regiões ocorreu por agrupamentos subjetivos, tendo sido verificada posteriormente a qualidade do agrupamento por meio das medidas de heterogeneidade e discordância.

A segunda etapa do trabalho consistiu na definição das curvas de quantis regionais adimensionais de precipitação. Essas curvas foram definidas por meio da verificação da medida de aderência a diversas funções de distribuição de probabilidades, descrito anteriormente. Quanto mais próxima de zero a medida de aderência,

melhor a amostra se ajusta a uma determinada distribuição de probabilidades.

Foram obtidos então valores limiares de precipitação, relativos às probabilidades mostradas na Tabela 1. Para isso, o chamado *index-flood* foi obtido a partir das isoietas mostradas na Figura 2. Esse mapa foi utilizado com fins de dimensionar as precipitações, revertendo-se o processo realizado na regionalização para definição de regiões homogêneas.

Por fim foram calculados os SPIs, para algumas localidades. Como descrito anteriormente, o cálculo do SPI é baseado na probabilidade de não superação de determinado quantil de chuva, observado na série histórica. Sendo assim, séries históricas de SPIs foram obtidas com base na análise regional de frequência por meio dos momentos-L.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Para o agrupamento em regiões homogêneas, foram observadas características locais, em especial a classificação climática, relevo e a própria conformação das isoietas das médias de precipitação do período seco. A Figura 3 apresenta um mapa onde são mostradas características climáticas da bacia, sobrepostas ao relevo da região.

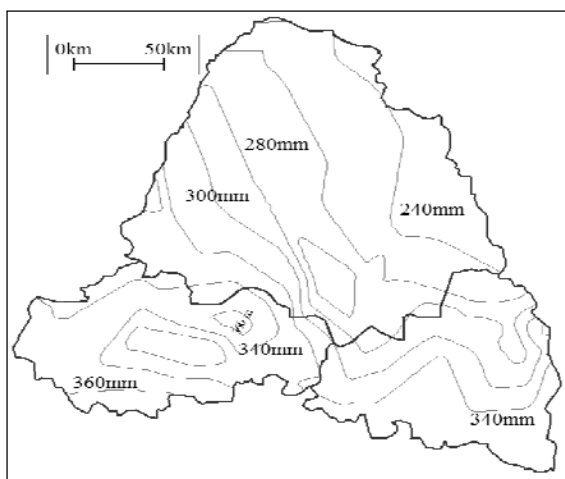


Figura 2 - Mapa de isoietas de precipitações médias no período seco (abr-out)

Foram analisadas ainda estatísticas locais, especificamente o L-CV de cada posto. O L-CV é utilizado por Hosking e Wallis (1997) para realizar a medida de heterogeneidade. Quando plotado, este

parâmetro permite visualizar locais em que o comportamento estatístico pode ser distintivo de uma região. Esse foi o caso do posto 1944010 que, por apresentar valores significativamente elevados de L-CV (0,2717) foi útil para distinguir a região norte da região mais a sudeste que apresentou dois postos (2043005 e 2045011) com L-CV muito baixos (0,1617 e 0,1624, respectivamente).

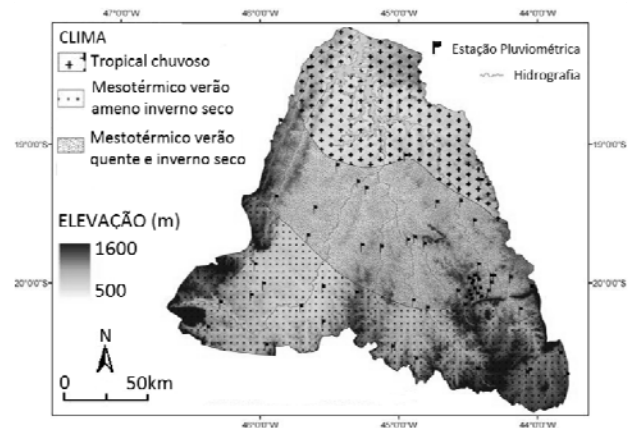


Figura 3 - Topografia e classificação climática da bacia.

Ao final, obteve-se o agrupamento em três regiões: uma delas ao norte já nos médios cursos dos rios São Francisco, Pará e Paraopeba (R1), caracterizada pelos climas tropical chuvoso e mesotérmico de verão quente; uma segunda, nas nascentes do rio São Francisco (R2) e outra na região sudeste da bacia, que engloba as nascentes dos rios Pará e Paraopeba (R3), essas duas últimas localizadas na região de clima mesotérmico com verão ameno. O mapa com o posicionamento das regiões é apresentado na Figura 4 e os postos componentes de cada região são mostrados na Tabela 4.

A Tabela 5 apresenta o resultado da análise do cálculo da medida de heterogeneidade em cada uma das regiões. Em todas as regiões a medida é inferior a 1,0, e, assim sendo, todas elas podem ser consideradas homogêneas. Os valores negativos de H indicam certo nível de correlação entre os postos utilizados. Este resultado já era esperado, como discutido no item Análise Regional de Frequências. Observa-se ainda que nenhum posto foi considerado discordante da região em que se insere, o que pôde ser constatado por meio do cálculo da medida de discordância.

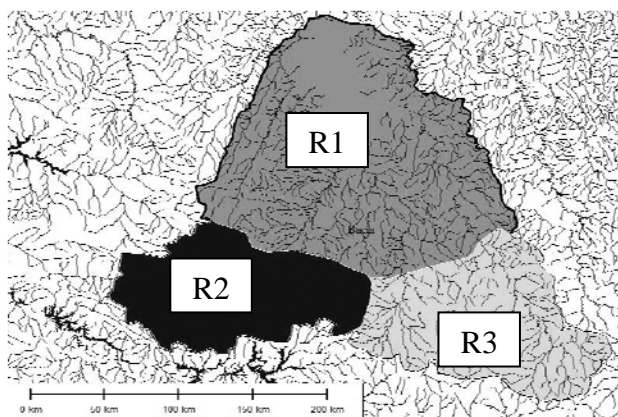


Figura 4 - Delimitação das 3 regiões homogêneas adotadas para bacia do Alto rio São Francisco

Embora a região R1 seja maior que as demais regiões, seu comportamento no período seco foi mais estável. Pelo mapa da Figura 3, pode-se observar que as regiões R2 e R3 estão localizadas em áreas de cabeceiras, que funcionam como barreira topográfica para a passagem da umidade no período seco. Assim sendo, o relevo das regiões R2 e R3 pode aumentar a possibilidade de chuvas decorrentes da chegada de frentes frias, que no período seco (abril a outubro) são a principal causa de precipitação nesta área de Minas Gerais.

Na Tabela 6 são apresentados os resultados obtidos para as medidas de aderência às distribuições indicadas, os quais revelam bons ajustes dos dados às distribuições de probabilidades em cada uma das regiões. Essa mesma Tabela mostra ainda os parâmetros de posição, escala e forma (ξ , α , e κ) de cada uma das distribuições de probabilidades de quantis adimensionais ajustadas.

Tabela 4 - Postos que compõem a região R1

R1				
01845002	01944011	01944032	01945002	01945019
01845004	01944021	01944049	01945008	01945035
01944010	01944031			
R2				
01946000	02045002	02045011	02045013	02046013
02045001	02045010	02045012	02046007	
R3				
01944004	01945004	02044007	02044020	02044042
01944007	02043005	02044008	02044021	02044043
01944026	02043013	02044009	02044024	02044047
01944027	02044002	02044012	02044026	02045005
01944048	02044003	02044016	02044040	
01944055	02044006	02044019	02044041	

Tabela 5 - Heterogeneidade e discordância nas regiões

Região	Heterogeneidade	Postos Discordantes
R1	-0,20	0
R2	-1,13	0
R3	-1,21	0

Tabela 6 - Ajuste dos quantis adimensionais nas regiões e parâmetros das distribuições de probabilidades

Região	Distribuição	Aderência	ξ	α	κ
R1	Gen. Normal	-0,44	0,958	0,378	-0,219
R2	Gen. Logística	0,89	0,961	0,195	-0,120
R3	Gen. Logística	0,58	0,974	0,207	-0,075

Na região R1 os dados adimensionais de precipitações se ajustaram bem à distribuição Generalizada Normal, enquanto nas regiões R2 e R3 o ajuste mais adequado foi a distribuição Generalizada Logística. Importante observar que em todas as regiões, em virtude do parâmetro de forma (κ) ser negativo, as funções distribuição de probabilidade apresentam limite inferior para os quantis adimensionais (-0,768, -0,662 e -1,786, respectivamente, em R1, R2 e R3). Como os limites inferiores são menores que zero, as distribuições podem ser utilizadas na modelagem da precipitação de Abril a Outubro da bacia do alto São Francisco.

Foram calculados, então, os limiares de precipitações para definição de secas no período de Abril a Outubro em cada uma das regiões por meio do ajuste das distribuições de probabilidades e da função de quantis adimensionais. Os resultados em cada região são mostrados na Tabela 7. Convém lembrar que os quantis são relativos às probabilidades de ocorrência dos limiares superiores para o caso de períodos secos, e inferiores, para os períodos chuvosos, como mostrado na Tabela 1.

São também apresentados na Tabela 7, limiares para cada classe de chuva em alguns postos de monitoramento da bacia: Jaguaruna-Jusante (código 01945011, região R1 e média 260,3 mm); Fazenda Ajudas (código 02046007, R2 e média 305,1 mm); e Ponte Nova do Paraopeba (código 01944004, R3 e média 268,5 mm). As Figuras 5, 6 e 7 apresentam os limites para cada classe de precipitação, nos postos pluviométricos. Em outros pontos da bacia, valores limiares de para cada classe de chuva para o período de estiagem são os mesmo apresentados nas colunas R1, R2 e R3 da Tabela 7, após terem sido adimensionalizados pelo fator valor

obtido no mapa de isoietas da Figura 2 ou na Tabela 3.

Deve ficar claro que, para Secas, os limiares são superiores. Por exemplo, para o posto fluviométrico Ponte Nova do Paraopeba, código 01944004, o valor de 79,5 mm é o limiar superior da classe SE. Abaixo desse valor de precipitação para, o período em questão, o posto encontra-se em uma situação de Seca Extrema (SE). Já para períodos chuvosos os limiares correspondem ao valor inferior da classe. Para o mesmo posto, para o mesmo período, uma precipitação superior a 502,9 mm corresponde a um período de Chuva Extrema (CE).

Tabela 7 - Quantis limiares adimensionais de precipitação nas regiões e precipitações limiares

Classe	R1	R2	R3	0194511	0246007	01944004
SE	0,346	0,371	0,296	90,1	113,2	79,5
SS	0,475	0,520	0,479	123,6	158,7	128,6
SM	0,619	0,666	0,649	161,1	203,2	174,3
CM	1,380	1,321	1,342	359,2	403,0	360,3
CS	1,629	1,566	1,578	424,0	477,8	423,7
CE	1,906	1,887	1,873	496,1	575,7	502,9

No posto Jaguaruna-Jusante (Onça), cujos resultados são apresentados na Figura 5, é interessante observar que entre 1959 a 1967 três períodos de seca foram acumulados (Moderada em 1959, Extrema em 1963 e Severa em 1967), inclusive com os anos de 1960, 1961 e 1966 tendo sido levemente secos, abaixo do normal. Esse período pode ser considerado como o período crítico para as secas calculadas no período de abril a outubro na região R1. Outro período crítico foi observado entre 1999 e 2004, quando em 3 dos seis anos analisados (2000, 2003 e 2004) as secas foram classificadas como Moderada e em um ano (1999), como Seca Severa.

Nas outras duas regiões (Figuras 6 e 7), períodos críticos também ficaram situados entre 1959 e 1967. Em especial, no posto de monitoramento Fazenda Ajudas (2046007), entre 1959 e 1964, três anos foram classificados como Seca Extrema (1959, 1961 e 1963), um ano como Seca Severa (1960) e em um ano como tendo apresentado uma Seca Moderada (1964).

A utilização das chuvas acumuladas de abril a outubro não possibilitou a detecção das secas mais severas registradas na região, durante os anos hidrológicos de 70/71 a 75/76, período crítico para a região, quando o reservatório de Três Marias

alcançou sua situação limite. A análise do período chuvoso poderia contribuir para a explicação desse período crítico.

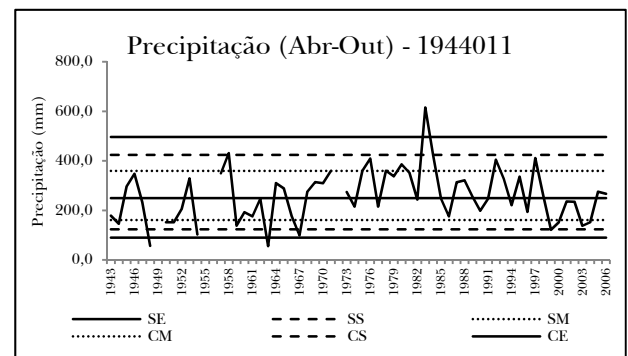


Figura 5 - Série histórica de precipitações acumuladas no período seco e limites de precipitação no posto Jaguaruna-Jusante (Onça)

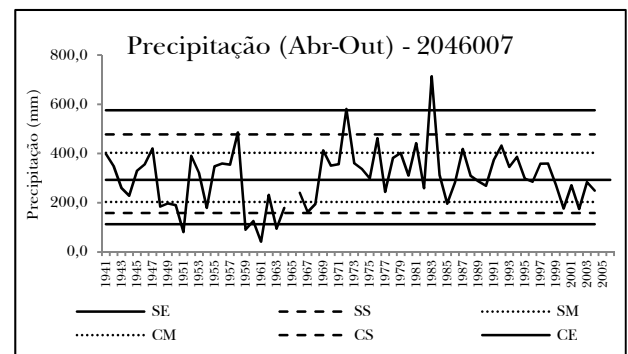


Figura 6 - Série histórica de precipitações acumuladas no período seco e limites de precipitação no posto Fazenda Ajudas

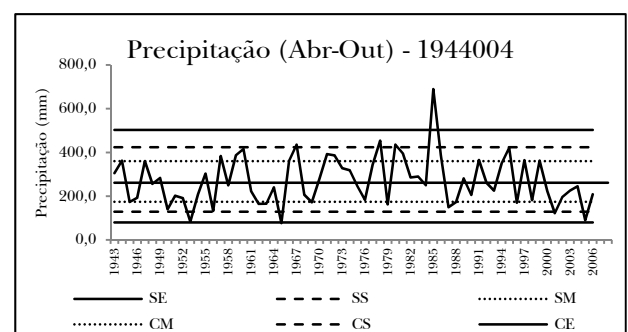


Figura 7 - Série histórica de precipitações acumuladas no período seco e limites de precipitação no posto Ponte Nova do Paraopeba

A análise das secas ocorridas, tanto por meio das séries de precipitações, quanto por meio das séries de SPIs permitem as mesmas conclusões, quanto a períodos críticos das séries. Na análise de séries históricas, porém, há vantagens no uso de Índices de Seca para a caracterização do fenômeno, uma vez que, além de ser um valor sintético e permitir melhores comparações entre regiões distintas, seu uso permite aproximar as séries históricas da normalidade. Ao contrário, dados de precipitações tendem à assimetria, especialmente para precipitações em escalas de tempo inferiores a um ano.

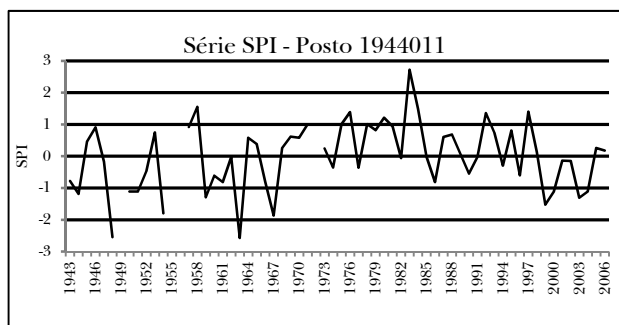


Figura 8 - Série de SPI para o período de sete meses em outubro no posto Jaguaruna-Jusante (Onça)

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os estudos desenvolvidos neste trabalho mostraram a aplicação de um método para definição objetiva das secas utilizando a análise de frequência regional em conjunto com o SPI de duas formas diferentes. A primeira abordagem utiliza a análise de frequência regional para calcular os valores limiares das classes de precipitações originalmente apresentados por McKee (1993) na definição do índice SPI. A segunda abordagem emprega as probabilidades de não superação, obtidas por meio da análise frequência regional para o cálculo dos SPIs.

O método foi empregado na bacia do alto São Francisco utilizando 49 séries pluviométricas, referente ao período seco da região (precipitações acumuladas de abril a outubro). Os resultados possibilitaram o estabelecimento dos limiares das classes de precipitação do período de estiagem da área em estudo e a definição dos SPIs dos postos.

O estabelecimento das classes de precipitação do período seco é útil para melhor compreensão das secas agrícolas. Entretanto, para

análise de secas hidrológicas, possivelmente seria interessante o cálculo de secas para o período chuvoso, que na região em estudo ocorre de novembro a março.

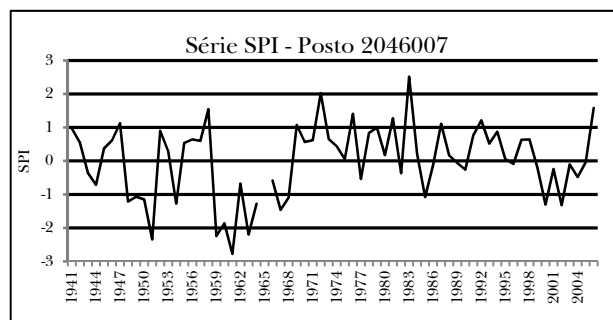


Figura 9 - Série de SPI para o período de sete meses em outubro no posto Fazenda Ajudas

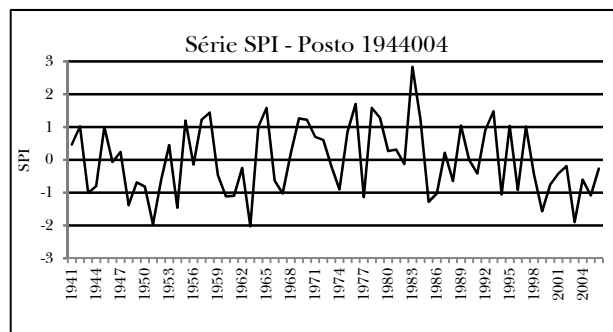


Figura 10 - Série de SPI para o período de sete meses em outubro no posto Ponte Nova do Paraopeba

Essa observação não invalida o uso da técnica estudada neste trabalho, apenas levanta a questão do cuidado na definição correta da escala e do período a ser utilizado na caracterização de secas. Essa etapa, dentro do estudo das secas, é crucial para a utilização do SPI para o monitoramento das secas e para que o índice constitua em ferramenta de gestão mais eficiente. Nesse sentido, sugerem-se estudos mais aprofundados acerca de como definir apropriadamente as secas para diversos usos impactados por sua ocorrência.

A análise regional de frequências com momentos-L mostra-se adequada para o cálculo do próprio SPI, aplicando-se, para isso, as funções de distribuições de probabilidade das distribuições definidas para cada região. Não se tem notícia de trabalho em que a análise regional tenha sido

empregada para o cálculo do SPI, procedimento que visa suprir uma das limitações do uso do índice, que é a necessidade de longas séries históricas para seu cálculo. A análise regional, portanto, substituindo o tempo pelo espaço na formação da amostra, mostrou-se útil para uma quantificação mais precisa e confiável das secas.

REFERÊNCIAS

CARNEGIE MELLON UNIVERSITY. StatLib – General archive: L-moments. Disponível em: <<http://lib.stat.cmu.edu/general/lmoments>>. Acesso em: 27 de Nov. 2010.

DALRYMPLE, T. Flood frequency analysis, Manual of Hydrology: Part 3. Geological Survey Water Supply Paper 1543-A, U.S. Government Printing Office, Washington D.C. 80 p. 1960.

HOSKING, J.R.M., WALLIS, J.R. Regional Frequency Analysis. Ed. Cambridge University Press, Cambridge, 1997.

McKEE, T.B. The relationship of drought frequency and duration to time scales. Eighth Conference on Applied Climatology. American Meteorological Society. Boston. 1993.

MISHRA, A.K., SINGH, V.P. A review of drought concepts. Journal of Hydrology doi:10.1016/j.jhydrol.2010.07.012.2010

NAGHETTINI, M., PINTO, E.J.A. Hidrologia Estatística. Ed. CPRM, Belo Horizonte, 2007.

PINTO, E. J. A., NAGHETTINI, M. C., ABREU, M. L., Utilização de Indicadores Climáticos na Previsão Probabilística de Precipitações e Vazões na Bacia do Alto São Francisco. Revista Brasileira de Recursos Hídricos Volume 11 n.4 Out/Dez 2006, 137-151.

SMAKHTIN V. U., SCHIPPER E.L. Droughts: The impact of semantics and perceptions. Water Policy. Volume 10, 131-143. 2008.

YEVJEVICH, V. An Objective Approach to Definitions of Continental Hydrologic Droughts. Hydrology Paper n° 23. Fort Collins, Colorado State University, 1967.

Definition Of Drought Thresholds And Calculation Of The Standardized Precipitation Index By Regional Frequency Analysis In The Upper São Francisco Basin

ABSTRACT

One of the main topics in the study of droughts is how to define this phenomenon qualitatively and quantitatively. Using a drought index, the Standardized Precipitation Index (SPI), an attempt was made to characterize the phenomenon quantitatively for the Upper São Francisco basin. Regional frequency analysis techniques were used with L-moments to calculate the SPI. The SPI-7 was calculated for the period from April to October, a scale that may be appropriate to characterize agricultural droughts in the region. Through regional analysis, precipitation thresholds were estimated that could characterize both dry periods and rainfall periods in the region from April to October. The use of regional analysis to calculate SPI improves the estimation which may be compromised by the small size of the samples available to calculate the index with conventional methods to estimate parameters.

Key-words: Droughts, Standardized Precipitation Index, Regionalization, Index-Flood, L-Moments.