

Aplicação do conceito do índice padronizado de precipitação à série decendial da diferença entre precipitação pluvial e evapotranspiração potencial

Gabriel Constantino Blain (1*)

(1) Centro de Ecofisiologia e Biofísica, Instituto Agrônomo, Caixa Postal 28, 13012-970 Campinas (SP). E-mail: gabriel@iac.sp.gov.br

Recebido: 15/jan./2010; Aceito: 13/mai./2010

Resumo

O monitoramento probabilístico e padronizado da variabilidade temporal dos totais de chuva, proposto pelo modelo do Índice Padronizado de Precipitação (SPI), tem sido utilizado por programas estaduais e federais na detecção de regiões com severos déficits de precipitação pluvial. Contudo, algumas questões conceituais, inerentes a um índice que utiliza apenas a precipitação pluvial como variável independente, tendem a distanciar esse índice dos interesses agrícolas. O objetivo do trabalho foi verificar a possibilidade de aplicação desse conceito de monitoramento probabilístico/padronizado, adotado/proposto pelo SPI, às séries decendiais da diferença entre precipitação pluvial e evapotranspiração potencial (P-ETP). Utilizando dados meteorológicos da localidade de Campinas (SP), entre 1948 e 2008, verificou-se bom ajuste das séries de P-ETP à distribuição geral dos valores extremos. Essa última característica permitiu o desenvolvimento de um algoritmo cujo resultado foi denominado de índice padronizado da diferença entre a precipitação pluvial e a evapotranspiração potencial (IPP-ETP) que, por sua vez, possibilitou a incorporação do conceito do SPI às séries decendiais da diferença entre precipitação pluvial e evapotranspiração potencial.

Palavras-chave: seca, distribuição geral dos valores extremos, monitoramento.

Applying the standardized precipitation index concept to ten-day period series of the difference between precipitation and potential evapotranspiration

Abstract

The monitoring, on probabilistic standardized basis, of the rainfall temporal variability by the Standardized Precipitation Index (SPI) model has been used by governmental programs in order to detect regions under severe rainfall deficit conditions. However, some conceptual issues, inherent to an index that uses only precipitation amounts as independent variable, tend to distance the SPI application of the agricultural interests. The aim of the work was to investigate the possibility of applying the drought monitoring concept, proposed by the SPI model, on ten-day period series of the difference between precipitation and potential evapotranspiration (P-EP). Based on meteorological data collected in a weather station of Campinas, São Paulo State, Brazil, between 1948 and 2008, it was observed that the P-EP series fits well to the General Extreme Value Distribution (GEV). This fit has allowed the incorporation of the SPI concept on ten-day P-EP series and, therefore, the development of the standardized difference between precipitation and evapotranspiration index (IPP-ETP).

Key words: drought, general extreme value distribution, monitoring.

1. INTRODUÇÃO

Um dos conceitos mais importantes associados ao Índice Padronizado de Precipitação (SPI), desenvolvido por MCKEE et al. (1993; 1995), é o estabelecimento de um método de monitoramento das condições de seca, em diversas escalas de tempo, comparável em diferentes regiões e períodos. Com o objetivo de auxiliar a rápida adoção de políticas de combate aos efeitos desse fenômeno meteorológico, o monitoramento probabilístico da variabilidade temporal dos totais de chuva, proposto pelo modelo do SPI, tem sido utilizada por programas estaduais e federais na detecção de regiões com severos déficits de precipitação pluvial (PRE). Em MCKEE et al. (1993; 1995), GUTTMAN (1998; 1999), HAYES et al. (1999), HEIM JUNIOR (2002), SANSIGOLO (2004) e BLAIN (2005), são descritas diversas considerações à respeito de possíveis aplicações do SPI, bem como o algoritmo de cálculo deste índice.

Na escala mensal, o cálculo do SPI inicia-se com a determinação da probabilidade acumulada de ocorrência $H(X_{t,i})$, para $1 \leq t \leq 12$ e $i \in Z$, associada aos dados de precipitação pluvial ($X_{t,i}$). Essa probabilidade é, no Estado de São Paulo, usualmente estimada com base na distribuição gama com dois parâmetros, conforme exemplificado em THOM (1966) e BLAIN et al. (2007; 2009). A fim de obter um índice conceitualmente comparável em escala espaço-temporal, a distribuição normal inversa padrão é aplicada a essa probabilidade. O resultado desta operação matemática é o SPI.

Apesar de sua robustez estatística, algumas questões conceituais tendem a distanciar o SPI dos interesses agrícolas. Conforme apontado por BLAIN e BRUNINI (2007), a seca agrícola exige monitoramento em escalas iguais ou inferiores à dez dias. Contudo, conforme descrito, esse índice é um quantificador dos déficits de PRE, ou seja, para regiões e períodos em que o valor nulo desse elemento pode ser considerado climatologicamente esperado ($X_{t,i} = 0$ com elevada frequência), como os decêndios de junho a agosto na localidade de Campinas, a aplicação/interpretação desse índice de seca torna-se pouco consistente⁽¹⁾. Essa última característica conceitual, inerente a um índice probabilístico que utiliza apenas a PRE como variável independente, justifica o fato dos trabalhos de MCKEE et al. (1993; 1995), GUTTMAN (1998; 1999), BYUN e WILHITE (1999), HAYES (1999) e BLAIN (2005) utilizarem o SPI em escalas iguais ou superiores à mensal, indicando também a necessidade de adaptar esse modelo aos interesses agrometeorológicos.

Definida como a umidade no solo insuficiente para repor as perdas por evapotranspiração das culturas (OMM, 1975), pode-se afirmar que a seca agrícola é relacionada,

entre outros fatores, ao balanço entre a demanda atmosférica e o suprimento hídrico disponível. Nesse contexto, o parâmetro do balanço hídrico representado pela diferença entre a precipitação pluvial e a evapotranspiração potencial (P-ETP), torna-se uma interessante alternativa para a aplicação/adaptação do conceito de monitoramento da seca, proposto pelo modelo do SPI, voltado aos interesses agrícolas. Ao contrário da PRE, as distribuições de P-ETP não são limitadas à esquerda pelo valor 0. Esse parâmetro agrometeorológico pode, evidentemente, assumir valores positivos ou negativos.

Outro aspecto que deve ser considerado na elaboração/adaptação de um índice com base em modelos probabilísticos é a existência de correlação serial ou persistência temporal na série sob análise. Conforme indicado por MAIA et al. (2007), a parametrização de uma amostra de dados é adequada somente a séries livres de correlação serial. A parametrização de séries com significativa persistência temporal acarreta em perda de importantes informações, pois as probabilidades associadas a eventos temporalmente subsequentes não podem ser consideradas independentes entre si. Assim, a variável decendial P-ETP, por não estar condicionada a variações temporais do armazenamento de água no solo (o que, evidentemente acarretaria na presença de persistência temporal), torna-se uma interessante alternativa para o desenvolvimento de um índice padronizado voltado ao monitoramento da seca agrícola.

Dessa forma, o objetivo do trabalho foi verificar a possibilidade de aplicação do conceito de monitoramento padronizado das condições de seca, proposto pelo SPI, em séries decendiais de P-ETP.

2. MATERIAL E MÉTODOS

Foram utilizados N dados decendiais de precipitação pluvial e temperatura do ar, pertencentes ao Instituto Agrônomo de Campinas (IAC/SAA), de 1948 a 2008 (22°54'S; 47°05'W; 669 m). Na área atuam tanto sistemas tropicais quanto polares, com destaque para o polar atlântico que, conforme MONTEIRO (1973), comanda o ritmo climático regional (NUNES, 1997). A evapotranspiração potencial (ETP) foi estimada com base em THONTHWAITE (1948). Pelos padrões normais do Estado de São Paulo, de outubro a março, a precipitação pluvial excede a evapotranspiração; de abril a setembro, após equilíbrio entre essas variáveis, a evapotranspiração torna-se maior que a chuva, resultando em períodos de deficiência hídrica na maior parte do Estado (ORTOLANI e CAMARGO, 1987).

(1) Na localidade de Campinas, entre 1948 e 2008, no segundo decêndio de agosto, por exemplo, o valor zero de PRE apresenta frequência de ocorrência superior a 50%. Dessa forma, uma série temporal composta por dados decendiais do SPI sempre exibirá, para o período em questão, valores positivos, podendo, com isso, indicar o fim de uma seca, mesmo que nenhuma "precipitação" tenha sido observada.

Distribuição paramétrica

A função densidade de probabilidade utilizada no estudo para descrever analiticamente as séries decendiais de P-ETP foi a associada à distribuição geral de valores extremos (GEV) descrita em 1.

$$f(x) = \frac{1}{\beta} \left[1 + \frac{K(x - \zeta)^{-\frac{1}{k}}}{\beta} \right] \exp \left\{ - \left[1 + \frac{K(x - \zeta)^{-\frac{1}{k}}}{\beta} \right]^{-\frac{1}{k}} \right\}$$

$$\text{para } 1 + \frac{K(x - \zeta)}{\beta} > 0 \quad \text{Equação 1}$$

em que:

ζ é o parâmetro de localização (*location*); β é o parâmetro de escala e k é o parâmetro de forma. A equação 1 pode ser integrada analiticamente fornecendo a função cumulativa de probabilidade:

$$F(x) = \exp \left\{ - \left[1 + \frac{K(x - \zeta)}{\beta} \right]^{-1/k} \right\} \quad \text{Equação 2}$$

Segundo WILKS (2006), os parâmetros dessa função são usualmente ajustados utilizando os métodos dos “*L-moments*” ou da máxima verossimilhança (MV). SANSIGOLO (2008) relata que o MV é reconhecido como o método mais apropriado para estimação dos parâmetros de uma função densidade de probabilidade. De acordo com WILKS (2006), o aumento do número de valores contidos em uma amostra acarreta na convergência desses dois métodos a um valor paramétrico comum.

Conforme descrito, um aspecto importante a ser considerado é o fato de que a presença de persistência temporal ou autocorrelações significativas, de periodicidades e de tendências em uma amostra, interfere na estrutura de probabilidade associada aos dados. Dessa forma, antes da utilização da GEV, empregou-se o método de Wald-Wofowitz (run) descrito, entre outros, em MORETTIN e TOLOI (2006) e a função autocorrelação (acf) utilizada em WILKS (2006), para a verificação da correlação serial presente na série temporal de P-ETP. A periodicidade dos picos de variância da série foi investigada com base na análise de ondaleta (AO), conforme descrita, entre outros, em TORRENCE e COMPO (1998) REBOITA (2004), KAYANO e BLAIN (2007) e BLAIN (2009). Essa análise foi realizada por C. Torrence, utilizando o algoritmo elaborado disponível em <http://paos.colorado.edu/research/wavelets>, na linguagem utilizada pelo software Matlab. O teste de Sazonal de Mann-Kendall (SMK; MANN, 1945; KENDALL e STUART, 1967; HIRSCH et al., 1982; HIRSCH e SLACK, 1984) foi utilizado, a fim de verificar possíveis tendências, de elevação ou queda, presente nos dados.

Todos os métodos foram realizados a 5% de significância. A remoção do ciclo anual foi realizada subtraindo-se de cada valor decendial de P-ETP a respectiva mediana amostral. Essa operação matemática é usualmente denominada de “remoção da climatologia local” e seu resultado recebe o nome de resíduo.

Verificação do ajuste

O teste de aderência Kolmogorov-Smirnov/Lilliefors (KS) foi utilizado para verificar o grau de ajuste das distribuições empíricas à GEV. Conforme indicado por WILKS (2006), o KS compara à curva de probabilidade acumulada empírica à curva teórica, evitando sua divisão, relativa à variável contínua P-ETP, em classes discretas. Contudo, conforme indicado por SANSIGOLO (2008), o KS é somente adequado para verificar a parte central das distribuições. Dessa forma, gráficos quantil-quantil (QQ), conforme descrito em trabalhos como Wilks (2006) e SANSIGOLO (2008), foram utilizados para verificar os ajustes das 36 séries empíricas a GEV. Para auxiliar a avaliação dos gráficos QQ, utilizou-se a análise de regressão linear simples (RLS; com os coeficientes estimados pelo método dos mínimos quadrados) e o coeficiente de determinação (r^2), resultante da RLS. O erro médio (EM) e absoluto médio (EAM), descritos em MEYER (1990), e o índice de concordância “d”, proposto por WILLMOTT et al. (1985), também foram empregados.

Elaboração do índice padronizado de P-ETP (IPP-ETP)

A determinação da probabilidade acumulada de cada valor decendial de P-ETP, foi estimada com base na GEV. A função normal inversa padrão (Gaussiana) foi aplicada a essas probabilidades. O resultado é o índice padronizado da diferença entre precipitação pluvial e evapotranspiração potencial (IPP-ETP). Adotando-se $H(p\text{-etp})$ como a probabilidade paramétrica acumulada de cada valor decendial de P-ETP, resultante da equação 3, a transformação para uma variável com distribuição normal padrão, média zero e variância unitária, pode ser realizada utilizando as equações desenvolvidas por ABRAMOWITZ e STEGUN (1965).

$$IPP\text{-ETP} = - \left(t - \frac{c_0 + c_1 t + c_2 t^2}{1 + d_1 t + d_2 t^2 + d_3 t^3} \right) \text{ para}$$

$$0 < H(p\text{-etp}) \leq 0,5$$

$$IPP\text{-ETP} = + \left(t - \frac{c_0 + c_1 t + c_2 t^2}{1 + d_1 t + d_2 t^2 + d_3 t^3} \right) \text{ para}$$

$$0,5 > H(p\text{-etp}) < 1$$

$$\text{Equação 3}$$

Para

$$t = \sqrt{\left(\ln \frac{1}{(H(p-ETP))^2} \right)} \text{ para } 0 < H(p-ETP) \leq 0,5$$

$$t = \sqrt{\left(\ln \frac{1}{1 - (H(p-ETP))^2} \right)} \text{ para } 0,5 < H(p-ETP) < 1$$

Equação 4

$$c_0 = 2,515517; c_1 = 0,802853; c_2 = 0,010328;$$

$$d_1 = 1,432788; d_2 = 0,189269 \text{ e } d_3 = 0,001308$$

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Persistência temporal, periodicidades e tendências climáticas

Na figura 1, são ilustrados os coeficientes de autocorrelação da acf aplicada aos resíduos decendiais de P-ETP.

Verifica-se que praticamente todos os coeficientes r_k da acf permanecem dentro dos limites de significância adotados (Figura 1), indicando que as séries residuais de P-ETP podem ser consideradas livres de persistência temporal. O teste run com o valor de -1,06 corrobora essa última observação. Dessa forma, pode-se afirmar que a probabilidade de ocorrência de um dado valor decendial de P-ETP não é significativamente condicionada por valores temporalmente precedentes desse parâmetro agrometeorológico. Essa última característica dos valores residuais de P-ETP parece corroborar BYHN e WILHITE (1998) que indicam que uma região afetada por um evento de seca pode voltar às condições normais em apenas um dia de chuva.

Para a escala anual, o SMK, com valor final de -0,31, não indica presença de significativa tendência temporal na série de P-ETP utilizada. Na tabela 1 são ilustrados os valores do SMK relativos a cada série decendial.

Das 36 séries decendiais, apenas três revelaram tendências significativas (Tabela 1). No terceiro decêndio de maio, verificou-se elevação temporal nos valores de P-ETP. Essa característica parece estar de acordo com trabalhos de BLAIN et al. (2007; 2009) e BLAIN (2009) que indicam significativa elevação nos totais mensais de precipitação pluvial, observado neste mês, nos últimos 29 e 30 anos. No segundo decêndio de junho e no primeiro decêndio de julho, o SMK indicou elevação significativa dos valores da variável sob análise. Na figura 2 é ilustrada a análise de ondaleta.

Considerando apenas o domínio da frequência, a potência global da ondaleta (GWP, *global wavelet*

spectrum) indica periodicidades significativas nos picos de variância da série residual de P-ETP com escalas entre dois e quatro anos. Entretanto, observando-se a potência local da ondaleta (WPS; *wavelet power spectrum*), domínio tempo-frequência, verifica-se que esses picos significativos de potência são localizados em apenas alguns intervalos do sinal temporal; década de 1960 e entre 1975 a 1985, aproximadamente; indicando a inexistência de marcantes periodicidades/ciclicidades nos dados analisados.

Os resultados dos testes run e SMK e das análises de ondaleta e auto-correlação permite, portanto, inferir que a série decendial de P-ETP da localidade de Campinas, entre os anos de 1948 e 2008 e após a remoção de seu ciclo anual, desenvolve-se aleatoriamente ao longo do tempo. Dessa forma, o uso de distribuições paramétricas para estimação da probabilidade de ocorrência dos valores decendiais de P-ETP não resultará, uma vez comprovado o ajuste aos dados empíricos, em perdas de relevantes informações do processo sobre investigação.

Ajuste à distribuição geral dos valores extremos

Na tabela 2 são ilustrados os métodos utilizados para a verificação do ajuste das distribuições empíricas a GEV em cada série decendial. Na figura 3, são apresentados os gráficos QQ (as 36 séries decendiais foram agrupadas na escala mensal, a fim de reduzir o tamanho da Figura 3).

Nota-se que a função associada à GEV pode ser utilizada, com satisfatória confiabilidade, para a determinação das probabilidades de ocorrência associadas aos dados decendiais de P-ETP. Verifica-se também que a GEV apresenta pior desempenho nos extremos superiores, ou positivos, de P-ETP. Contudo, para a cauda inferior das distribuições, observa-se elevada precisão e exatidão dessa distribuição teórica na estimação dos dados; em especial nos casos em que P-ETP < 0. Essa última característica, associada às demais informações contidas na tabela 2 e na figura 3, indica que a GEV pode ser usada tanto para a elaboração do índice de seca proposto, quanto para a determinação da probabilidade de ocorrência associada aos valores decendiais de P-ETP. Essa última análise é obtida inserindo os respectivos parâmetros decendiais (Tabela 3) na equação 2. O IPP-ETP foi estimado conforme descrito no item 2.

Interpretação do IPP-ETP

Independentemente do decêndio sob estudo, a aplicação das equações 3 e 4 garante que valores negativos do IPP-ETP representem dados de P-ETP com probabilidades acumuladas de ocorrência inferiores à 0,5. Em outras palavras, valores do IPP-ETP menores do que 0 indicam que

o valor de P-ETP, observado no referido período, é inferior ao que seria climatologicamente esperado. Valores do IPP-ETP contidos no intervalo $[-0,5 \text{ a } 0,5]$ indicam que o parâmetro P-ETP, observado em um i-ésimo decêndio situa-se, aproximadamente, na parte central da distribuição; probabilidades acumuladas entre 0,30 e 0,70. Essa relação é ilustrada na figura 4.

Uma vez comprovado o ajuste das séries de P-ETP à GEV, o algoritmo de cálculo do IPP-ETP, e sua consequente interpretação probabilística descrita na figura 4, pode, em teoria, ser aplicado a qualquer localidade. Com base no método aqui proposto, futuros estudos poderão verificar a possibilidade de incorporação do conceito do SPI nas séries decenciais de P-ETP em outras localidades/regiões.

Para toda série utilizada, o valor mais baixo do IPP-ETP (-3,0; Figuras 5 e 6) foi registrado no terceiro decêndio de abril de 2002. Neste último ano também ocorreu o menor somatório de IPP-ETP (-15,5), superando, até mesmo o ano de 1963, segundo menor, com IPP-ETP = -13,6. Contudo, em 1963 observou-se o maior número de decêndios com valores inferiores a 0 (25). Em 2007, verificou-se o maior número de decêndios com IPP-ETP

Tabela 1. Valores do teste não paramétrico Mann-Kendall Sazonal (SMK; adimensional) aplicado a séries decenciais da diferença entre precipitação pluvial e evapotranspiração potencial (P-ETP). Campinas (SP), 1948 a 2008

Mês	Decêndio	SMK	Mês	Decêndio	SMK
Janeiro	1	1.08	jul	19	-2.40*
Janeiro	2	-0.86	jul	20	1.40
Janeiro	3	1.43	jul	21	0.96
Fevereiro	4	-0.71	ago	22	0.16
Fevereiro	5	0.07	ago	23	-0.86
Fevereiro	6	-0.93	ago	24	-0.35
Março	7	-0.02	set	25	0.28
Março	8	-0.31	set	26	1.36
Março	9	-0.16	set	27	0.85
Abril	10	-1.12	out	28	1.03
Abril	11	0.24	out	29	-1.78
Abril	12	-1.19	out	30	-1.64
Mai	13	1.14	nov	31	-0.57
Mai	14	0.25	nov	32	0.70
Mai	15	2.36*	nov	33	0.35
Junho	16	-1.92	dez	34	-0.80
Junho	17	-2.22*	dez	35	0.63
Junho	18	0.92	dez	36	0.55

* Significativo a 5%.

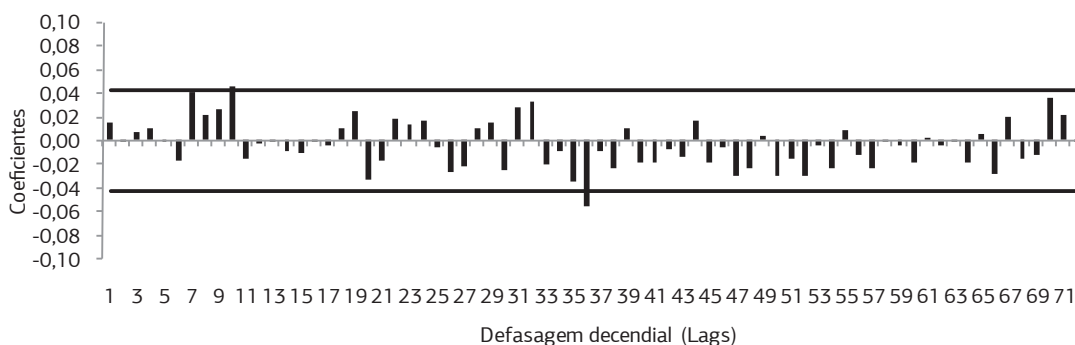


Figura 1. Coeficientes da função autocorrelação aplicada à série decencial da diferença entre a precipitação pluvial e a evapotranspiração potencial, Campinas (SP), 1948 a 2008. As linhas horizontais representam os limites do ruído branco.

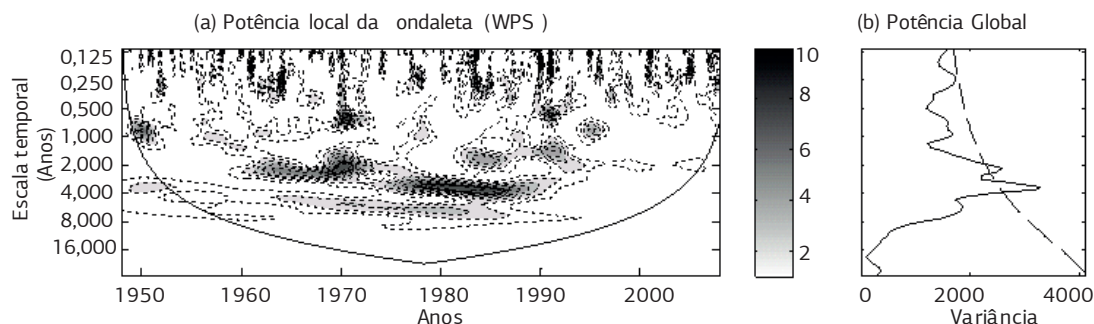


Figura 2. (a) Espectro de energia (ou potência) local da ondaleta para o resíduo da diferença entre precipitação pluvial e a evapotranspiração potencial (P-ETP), decennial de Campinas (SP). Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados (mm^2) variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; (b) Espectro ou potência global de ondaleta.

Tabela 2. Verificação do ajuste da série temporal relativa à diferença entre precipitação pluvial e evapotranspiração potencial (P-ETP) à distribuição geral dos valores extremos na localidade de Campinas, Estado de São Paulo. Teste Kolmogorov-Smirnov (KS), índice d de concordância, coeficiente de determinação (r^2), intercepto (a), coeficiente angular (b), erro médio (EM) e erro médio absoluto (EMA). Os erros são dados em milímetros. As demais estatísticas são adimensionais

Mês	Dec	KS	EM	EMA	d	r^2	a	b
Janeiro	1	0,085	-1,8	6,8	0,996	0,988	0,997	0,939
	2	0,058	-1,8	5,7	0,990	0,970	1,648	0,887
	3	0,100	-0,7	6,9	0,984	0,941	-1,323	1,031
Fevereiro	4	0,059	-1,5	4,8	0,997	0,991	0,749	0,939
	5	0,058	-1,8	5,7	0,990	0,970	1,648	0,887
	6	0,100	-0,7	6,9	0,984	0,941	-1,323	1,031
Março	7	0,097	-1,0	6,6	0,989	0,958	-1,058	1,005
	8	0,063	-0,9	6,6	0,986	0,950	-1,531	1,036
	9	0,065	-1,3	4,0	0,993	0,980	-0,147	0,906
Abril	10	0,055	-0,8	2,0	0,996	0,993	-0,933	0,924
	11	0,074	-0,8	2,8	0,993	0,973	-0,999	0,969
	12	0,067	-1,0	2,6	0,985	0,975	-2,662	0,828
Maio	13	0,088	-0,4	2,6	0,984	0,940	-0,351	1,024
	14	0,098	-0,2	3,5	0,980	0,940	0,048	1,100
	15	0,063	-0,6	3,2	0,995	0,984	-0,886	1,048
Junho	16	0,076	-0,9	2,6	0,994	0,980	-0,864	0,934
	17	0,060	0,2	4,1	0,965	0,909	0,334	1,179
	18	0,071	1,1	3,9	0,909	0,817	3,018	1,358
Julho	19	0,088	-1,4	2,8	0,965	0,934	-3,093	0,745
	20	0,053	-1,3	2,8	0,973	0,911	-2,005	0,854
	21	0,037	-1,2	1,7	0,986	0,984	-2,648	0,818
Agosto	22	0,113	-1,2	2,6	0,979	0,967	-3,342	0,795
	23	0,066	-1,1	2,3	0,968	0,937	-4,360	0,756
	24	0,070	-0,8	2,6	0,984	0,939	-1,635	0,930
Setembro	25	0,071	-0,5	2,6	0,991	0,969	-0,286	1,034
	26	0,091	-0,7	3,2	0,994	0,976	-0,865	0,984
	27	0,061	-0,7	2,5	0,995	0,984	-1,043	0,946
Outubro	28	0,112	-0,3	7,0	0,984	0,947	-0,750	1,072
	29	0,065	-0,5	3,2	0,996	0,991	0,073	0,927
	30	0,084	-1,1	5,2	0,989	0,957	-0,754	0,966
Novembro	31	0,087	-0,8	2,8	0,996	0,988	-0,837	0,936
	32	0,058	-0,6	2,7	0,997	0,995	0,579	0,928
	33	0,071	-1,4	4,3	0,993	0,974	-0,809	0,965
Dezembro	34	0,060	-1,0	3,8	0,997	0,993	0,984	0,928
	35	0,059	-1,1	3,9	0,990	0,974	2,668	0,881
	36	0,054	-0,6	4,2	0,996	0,990	1,676	0,930

iguais ou inferiores a -1 (13), conforme ilustrado nas figuras 5 e 6.

Na figura 6 é também possível observar a maior coerência, para fins agrícolas, da utilização do IPP-ETP (decendial) em relação ao SPI, na escala mensal. Em janeiro de 2002, por exemplo, foram observados, ao longo dos três decêndios contidos nesse intervalo temporal, os totais de 31, 144 e 44 mm de PRE. O valor do SPI, correspondente ao somatório de 219 mm foi de -0,06 (Figura 6d; indicativo de condições normais de precipitação pluvial). Contudo, conforme indicado pelo IPP-ETP (Figura 6c), quando essa “condição normal mensal” é decomposta na escala decendial, observa-se que em dois dos três decêndios

os totais de precipitação pluvial foram inferiores à demanda hídrica atmosférica. Nesse período, os valores decendiais da ETP foram, respectivamente, de 42, 32 e 52 mm.

Sob o mesmo aspecto, é interessante ressaltar que, de acordo com o método do SPI um evento de seca iniciase quando o valor deste índice torna-se inferior a -0,99 (MCKEE et al. 1993; HAYES et al. 1999). Dessa forma, até março de 2002 o SPI não indicou a existência dessa anomalia climática na localidade de Campinas. Em contrapartida, a variabilidade temporal (decendial) do IPP-ETP (Figura 6c), foi mais coerente com o elevado número de decêndios com valores da ETP superiores ao da PRE, observados no referido período.

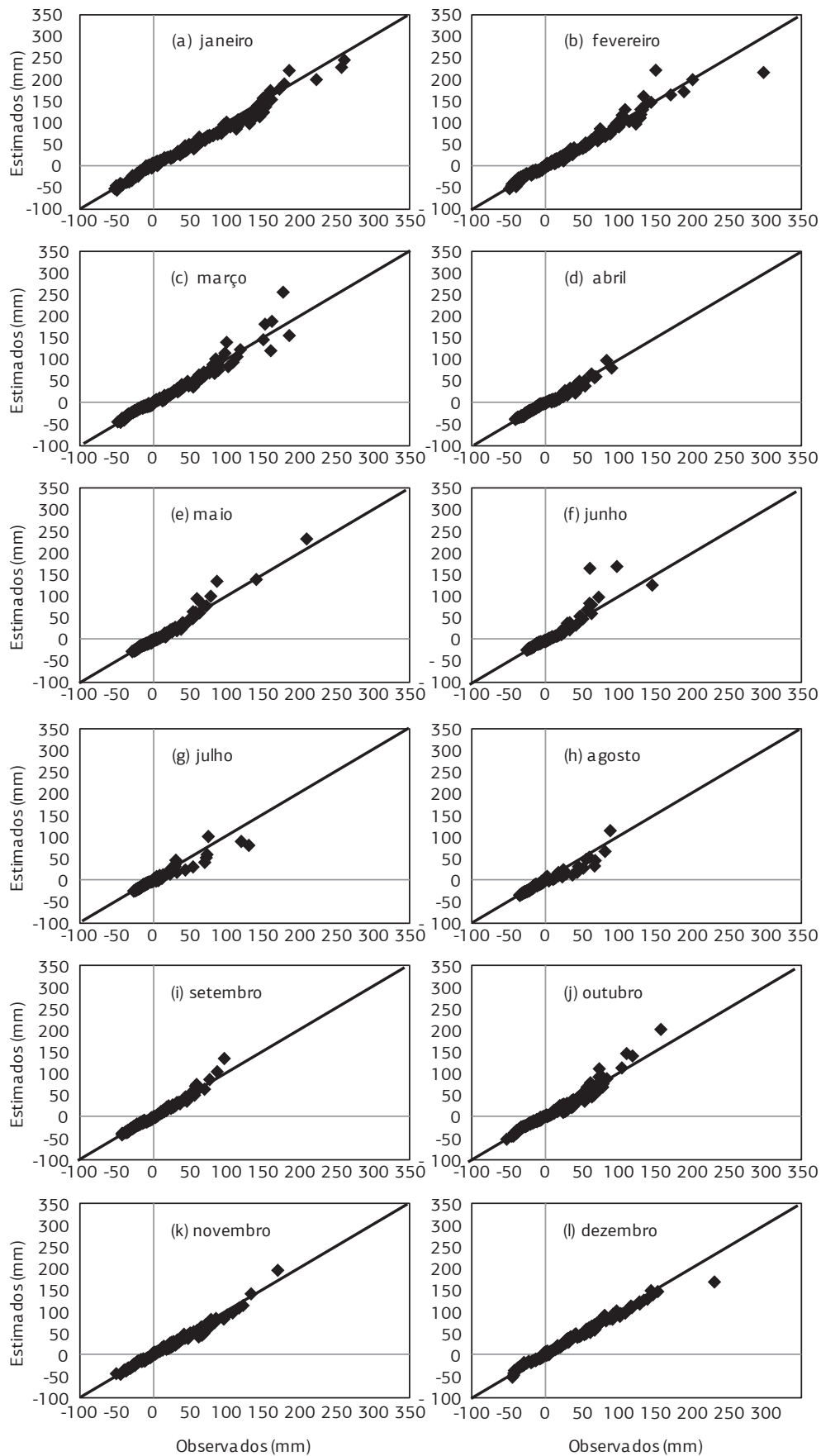


Figura 3. Gráficos Quantil-Quantil resultantes do ajuste das séries empíricas da diferença entre precipitação pluvial e evapotranspiração potencial (P-ETP) à distribuição geral dos valores extremos, Campinas (SP), 1948 a 2008.

Tabela 3. Parâmetros de forma (k), de escala (ζ) e de localização (β) associados à distribuição geral dos valores extremos, na escala decendial (Dec), para a localidade de Campinas (1948 a 2008)

Dec	k	β	ζ	Dec	Shape	Scale	Location
1	0,08	47,76	13,75	19	0,55	6,15	-16,18
2	0,03	49,52	14,05	20	0,55	7,30	-15,88
3	0,09	43,05	5,61	21	0,53	7,24	-18,18
4	0,05	41,94	10,03	22	0,38	7,15	-18,84
5	0,12	40,99	1,28	23	0,35	7,51	-21,55
6	0,29	29,01	-6,90	24	0,51	9,88	-24,47
7	0,23	28,93	-10,87	25	0,42	13,77	-21,31
8	0,33	30,48	-10,44	26	0,30	15,39	-21,40
9	0,14	29,49	-9,12	27	0,10	18,09	-18,46
10	0,12	18,05	-14,82	28	0,34	24,02	-16,93
11	0,29	14,85	-19,39	29	-0,16	30,30	-6,19
12	0,24	11,01	-19,37	30	0,14	27,98	-11,11
13	0,33	12,50	-14,21	31	0,03	22,29	-14,82
14	0,49	11,34	-15,74	32	-0,08	30,36	1,25
15	0,61	13,11	-13,30	33	0,30	25,13	-7,68
16	0,46	11,28	-13,46	34	-0,04	37,33	7,24
17	0,63	9,34	-14,81	35	0,05	34,38	10,19
18	0,81	5,47	-15,85	36	-0,14	41,97	13,46

Aplicação do IPP-ETP em demais escalas temporais

De acordo com MCKEE et al. (1993); GUTTMAN (1998; 1999); HEIM JUNIOR (2002); BLAIN (2005), uma das vantagens da utilização do SPI para o monitoramento da seca é a habilidade desse índice em ser estimado para diversas escalas temporais. Para HAYES et al. (1999), essa habilidade torna o SPI um valioso método para estudos de disponibilidade hídrica, de curta ou longa duração. Considerando o algoritmo do SPI, indicado por MCKEE et al. (1993), essa versatilidade é possível devido à elevada flexibilidade da distribuição gama (Wilks, 2006). A função densidade de probabilidade associada a essa distribuição pode assumir desde características exponenciais, para valores de seu parâmetro, iguais ou inferiores à unidade, quanto características próximas à gaussiana, para elevados valores desse parâmetro.

Conforme indicado pela equação 1, essa elevada versatilidade também pode ser observada na GEV, tornando possível a estimação do IPP-ETP para as demais escalas temporais de análise. O teste KS (Tabela 4) comprova o ajuste das séries de P-ETP, considerando as escalas temporais relativas a dois, três (mensal), quatro, cinco e seis decêndios.

Nos demais decêndios o KS também indicou aceitação da hipótese de nulidade associada à este teste de aderência (Tabela 4). A interpretação da variação da escala temporal de cálculo do IPP-ETP é similar a do SPI, indicada em MCKEE et al. (1993), GUTTMAN (1998, 1999), HEIM JUNIOR (2002), BLAIN (2005) e exemplifica na figura 7.

Quando a escala temporal de cálculo é curta (decendial, por exemplo), o IPP-ETP move-se com elevada frequência acima e abaixo de zero (Figura 7). Com o aumento do período de análise (seis decêndios, por exemplo) o IPP-ETP “responde” mais lentamente às alterações na variabilidade da P-ETP. Períodos com índices negativos tornam-se menores em número, porém mais longos em duração temporal.

4. CONCLUSÕES

1. A série decendial da diferença entre a precipitação pluvial e a evapotranspiração potencial não possui significativa persistência temporal em seus dados. Tendências de elevação ou queda, bem como significativos ciclos/periodicidades também não são verificadas. Essas séries também apresentam bom ajuste à distribuição geral dos valores extremos, obtendo-se elevada precisão e exatidão nos casos em que esse parâmetro agrometeorológico assumiu valores inferiores a 0.
2. O algoritmo de cálculo deste trabalho e que resulta na estimação do índice padronizado da diferença entre precipitação pluvial e evapotranspiração potencial (IPP-ETP) permite a incorporação do conceito do índice padronizado de precipitação à série decendial da diferença entre evapotranspiração potencial e precipitação pluvial.
3. Por considerar a demanda hídrica atmosférica em seu algoritmo e poder ser estimado em escalas temporais

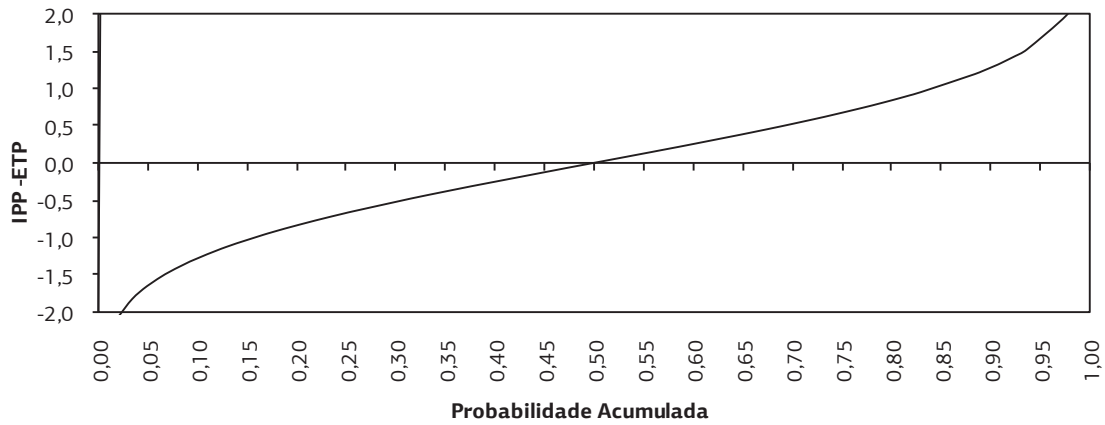


Figura 4. Relação entre cada valor do índice padronizado da diferença entre precipitação pluvial e evapotranspiração potencial (IPP-ETP) e a probabilidade acumulada de ocorrência de um dado valor de P-ETP. Valores de IPP-ETP inferiores a -2,0 relacionam-se a totais de P-ETP com probabilidade cumulativa inferior a 0,02.

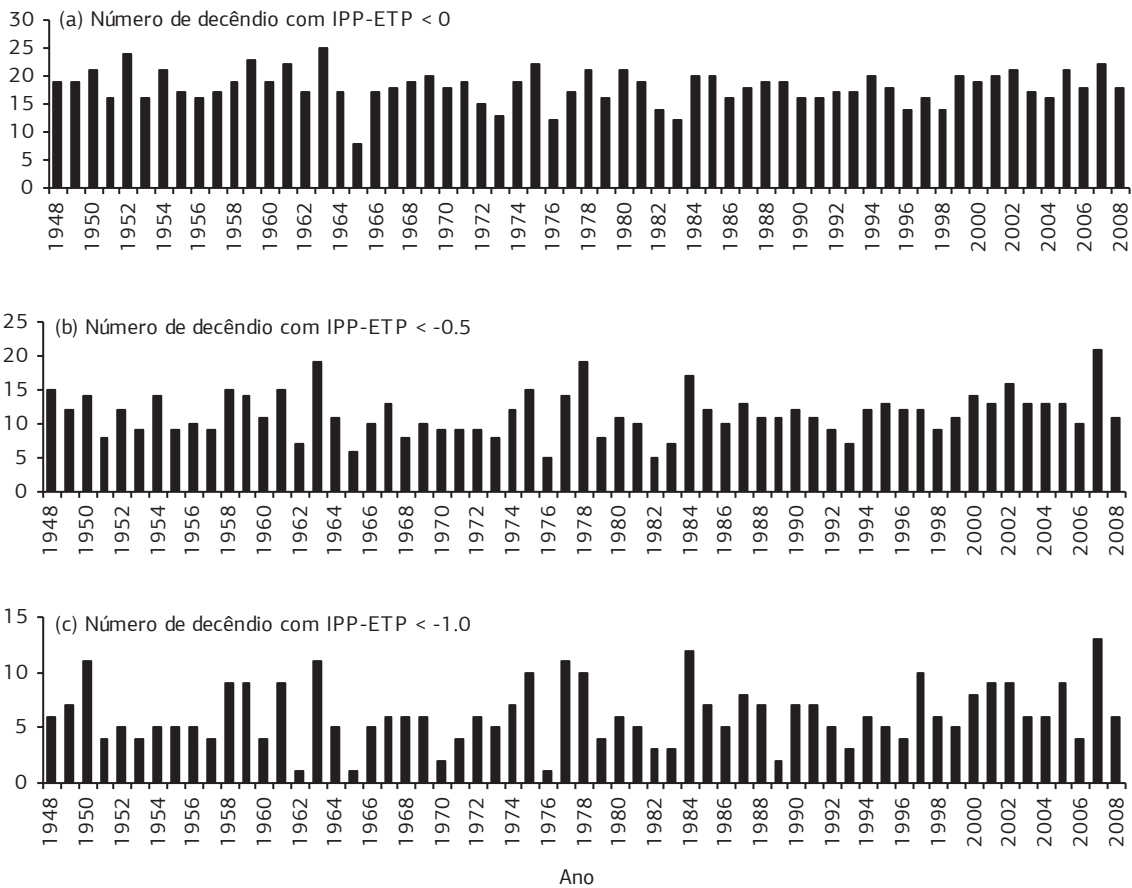


Figura 5. Número de decêndios com valores do índice padronizado da diferença entre precipitação pluvial e evapotranspiração potencial (IPP-ETP) inferiores a 0 (a); -0,5 (b) e -1 (c). Campinas (SP).

inferiores à mensal (10 dias) o IPP-ETP é mais coerente que o índice padronizado de precipitação para a detecção estatística de períodos sujeitos à seca agrícola na localidade de Campinas. O IPP-ETP também pode ser utilizado em escalas temporais superiores à decenal.

AGRADECIMENTO

O autor cordialmente agradece ao Dr. Marcelo Bento Paes de Camargo pelas valiosas e construtivas sugestões relativas a este trabalho.

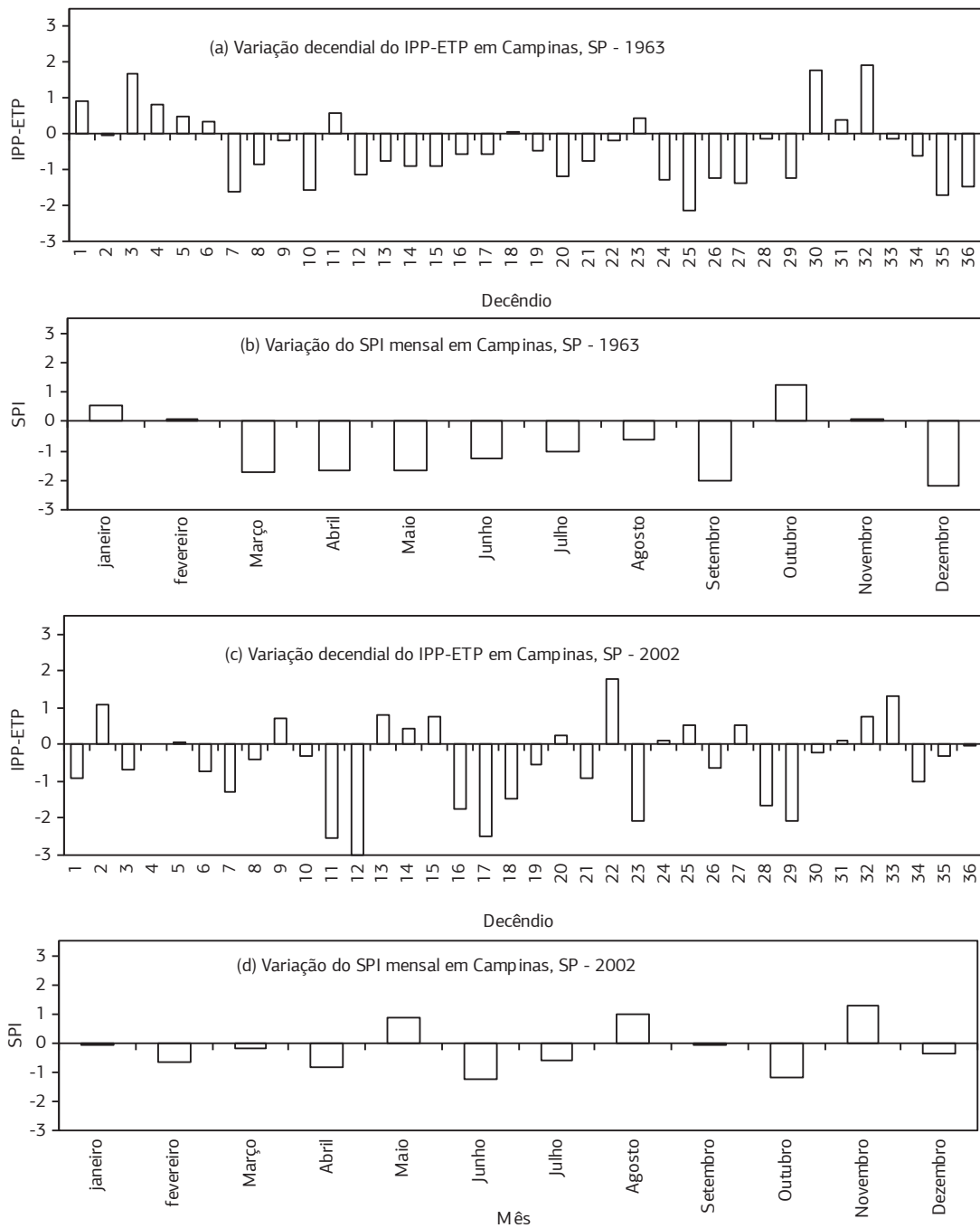


Figura 6. Exemplo da variação decenal do índice padronizado da diferença entre precipitação pluvial e evapotranspiração potencial (IPP-ETP) e do índice padronizado de precipitação (SPI; na escala mensal), ao longo de dois anos “secos”.

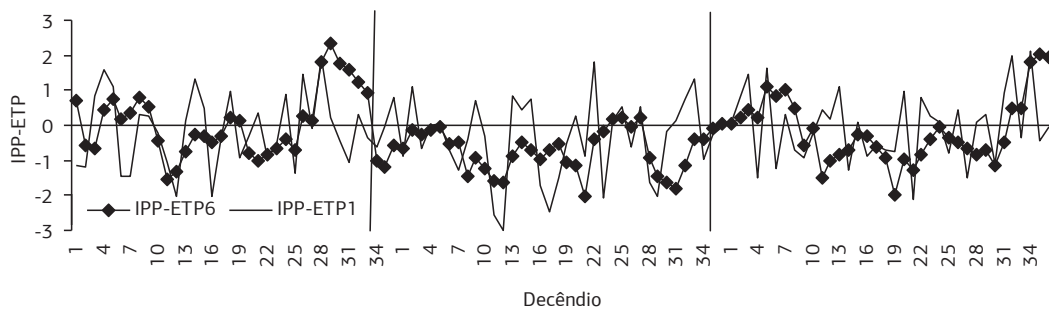


Figura 7. Exemplo da variação temporal do índice padronizado da diferença entre precipitação pluvial e evapotranspiração potencial, para as escalas temporais de um e seis decênios (IPP-ETP1 e IPP-ETP6 respectivamente), ao longo de três anos na localidade de Campinas (SP).

REFERÊNCIAS

- ABRAMOWITZ, M.; STEGUN, I.A. Handbook of mathematical function. New York: Dover, 1965. 1046 p.
- BLAIN, G.C. Avaliação e adaptação do Índice de Severidade de Seca de Palmer (PDSI) e do Índice Padronizado de Precipitação (SPI) às condições climáticas do Estado de São Paulo. 2005. 120p. Dissertação (Mestrado em Agricultura Tropical e Subtropical) – Instituto Agrônomo, Campinas (SP).
- BLAIN, G. C. Considerações estatísticas relativas a oito séries de precipitação pluvial da Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Estado de São Paulo, Revista Brasileira de Meteorologia, v.24, p.12-23, 2009.
- BLAIN, G. C.; BRUNINI, O. Análise da escala temporal de monitoramento das secas agrícolas e meteorológicas no Estado de São Paulo, Revista Brasileira de Meteorologia, v.22, p.255-261, 2007.
- BLAIN, G.C.; KAYANO, M.T.; CAMARGO, M.B.P.; LULU, J. Variabilidade amostral das séries mensais de precipitação pluvial em duas regiões do Brasil: Pelotas-RS e Campinas-SP. Revista Brasileira de Meteorologia, v.24, p.1-11, 2009.
- BLAIN, G.C.; PIEDADE, S.M.S.; CAMARGO, M.B.P.; GIAROLLA, A. Distribuição temporal da precipitação pluvial mensal observada no Posto Meteorológico do Instituto Agrônomo, em Campinas, SP. *Bragantia*, v.66, p.347-355, 2007.
- BYUN, H.R.; WILHITE, D.A. Objective quantification of drought severity and duration. *Journal of Climate*, v.12, p.2747-2756, 1999.
- GUTTMAN, G.B. Comparing the Palmer Drought Index and the “Standardized Precipitation Index”. *Journal of the American Water Resources*, v.16, p.113-121, 1998.
- GUTTMAN, G.B. Accepting the “Standardized Precipitation Index”: a calculation algorithm index. *Journal of the American Water Resources*, v.35, p.311-322, 1999.
- HEIM JUNIOR, R.R. A review of twentieth - century drought indices used in the United States. *Bulletin of the American Meteorological Society*, v.83, p.1149-1163, 2002.
- Hirsch, R.M.; Slack J.R.; Smith R.A. Techniques of trend analysis for monthly water quality data. *Water Resources Research*, v.18, p.107-121, 1982.
- HIRSCH, R.M.; SLACK, J.R. A nonparametric trend test for seasonal data with serial dependence. *Water Resources Research*, v.20, p.727-732, 1984.
- HAYES, M.J.; SVOBODA, M.D.; WILHITE, D.A.; VANYARKHO, O.V. Monitoring the 1996 drought using the Standardized Precipitation Index. *Bulletin of the American Meteorological Society*, v.80, p.429-438, 1999.
- KAYANO, M.T.; BLAIN, G.C. Análisis de ondeletas de series mensuales de precipitación, temperaturas máximas y mínimas mensuales en Campinas. In: CONGRESO VENEZOLANO DE AGROMETEOROLOGIA, 4., 2007. Maracay, Anais... Maracay: Fundacite Táchira, 2007. (CD-Rom)
- KENDALL, M.A.; STUART, A. The advanced theory of statistics. 2.ed. Londres: Charles Griffin, 1967. v.2, 690p.
- MANN, H.B. Non-parametric tests against trend. *Econometrica*, v.13, p.245-259, 1945.
- MAIA, A.H.N.; MEINKE, H.; LENNOX, S.; STONE, R.C. Inferential, non-parametric statistics to assess quality of probabilistic forecast systems. *Monthly Weather Review*, v.135, p.351-362, 2007.
- MCKEE, T.B.; DOESKEN, N.J.; KLEIST, J. The relationship of drought frequency and duration to times scale. In: CONFERENCE ON APPLIED CLIMATOLOGY, 8., 1993, Boston. Anais..., Boston: American Meteorological Society, 1993. p.179-184.
- MCKEE, T.B.; DOESKEN, N.J. e KLEIST, J. Drought monitoring with multiple times scales. In: CONFERENCE ON APPLIED CLIMATOLOGY, 9., 1995, Boston. Anais... Boston: p.233 – 236, 1995.
- MEYER, S.J. The development of a crop specific drought index for corn. 1990, 164p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Universidade de Nebraska, Lincoln-Nebraska.
- MONTEIRO, C.A.F. A dinâmica climática e as chuvas no Estado de São Paulo: estudo geográfico sob forma de atlas. São Paulo: Universidade de São Paulo, Instituto de Geografia, 1973. p.154.
- MORETTIN, P.L.; TOLOI, C.M.C. Análises de séries temporais. 2.ed. São Paulo: Edgard Blucher, 2006. 531p.
- NADARAJAH, S.; CHOI, D. Maximum daily rainfall in South Korea. *Journal of Earth System Science*, v.116, p.311-320, 2007.
- NUNES, L.H. Distribuição espaço-temporal da pluviosidade no Estado de São Paulo: variabilidade, tendências, processos intervenientes. 1997. 192f. Tese (Doutorado) - Universidade Estadual de São Paulo, São Paulo.
- ORGANIZAÇÃO METEOROLÓGICA MUNDIAL. Drought and agriculture. Geneva: WMO, 1975. 127p.
- ORTOLANI, A.A.; CAMARGO, M.B.P. Influência dos fatores climáticos na produção. *Ecofisiologia da Produção Agrícola*. Piracicaba: Potafos, 1987. 249 p.
- REBOITA, M.S. Elementos da variabilidade climática no extremo sul do Brasil, no período de 1990 a 2001. 2004. 211p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Oceânica) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Rio Grande (RS).
- SANSIGOLO, C.A. Análise comparativa do desempenho dos índices de seca de Palmer (PDSI) e da precipitação normalizada (SPI) em Piracicaba, SP (1917-2001). *Revista Brasileira de Meteorologia*, v.19, p.237-242, 2004.
- SANSIGOLO, C.A. Distribuições de extremos de precipitação diária, temperatura máxima e mínima e velocidade do vento em Piracicaba, SP (1917-2006). *Revista Brasileira de Meteorologia*, v.23, p.341-346, 2008.

THOM, H.C.S. Same methods of climatological analyses. Geneva: World Meteorological Organization, 1966. 53p.

THORNTHWAITE, C.W. An approach toward a rational classification. *Geographical Review*, v.38, p.55-94, 1948.

TORRENCE, C; COMPO, G.P. A Practical Guide to Wavelet Analysis. *Bulletin of American Meteorological Society*, v.79, p.61-78, 1998.

WILKS, D.S. Statistical methods in the atmospheric sciences. 2.ed. San Diego: Academic Press, 2006. 629p.

WILLMOTT, C.J.; ACKLESON, S.G.; DAVIS, J.J.; FEDDEMA, K.M.; KLINK, D.R. Statistics for the evaluation and comparison of models. *Journal of Geophysical Research*, v.90, p.8995-9005, 1985.