

## CARACTERIZAÇÃO DO REGIME DE EVAPOTANSPIRAÇÃO REAL, EM ESCALA DECENDIAL, NO ESTADO DE SÃO PAULO

GABRIEL CONSTANTINO BLAIN<sup>1</sup> e ORIVALDO BRUNINI<sup>2</sup>

<sup>1, 2</sup> Agência Paulista de Tecnologia dos Agronegócios (APTA), Instituto Agrônômico (IAC).  
E-mail: <sup>1</sup> gabriel@iac.sp.gov.br, <sup>2</sup> brunini@iac.sp.gov.br

Recebido Junho 2005 - Aceito Setembro 2005

### RESUMO

A seca agrícola está diretamente relacionada ao déficit entre o valor de evapotranspiração real (ETR) estimado em um certo período e o valor climatologicamente esperado desse parâmetro no mesmo período. Conseqüentemente, tais valores esperados de ETR são dependentes das características climáticas de cada região. Assim, esse estudo objetivou verificar, por meio do teste Kolmogorov-Smirnov, o ajuste de séries de ETR decendias no estado de São Paulo às distribuições gama, normal, log-normal e beta. O cálculo dos balanços hídricos climáticos teve como base dados diários de temperatura do ar e precipitação pluvial de 13 localidades do estado. O uso da função densidade probabilidade beta é recomendado para a caracterização da variabilidade temporal do regime de ETR e, portanto, para o desenvolvimento de um índice de seca padronizado que permita monitorar a evolução desse fenômeno em escala temporal e espacial.

**Palavras-chave:** caracterização climática, seca agrícola, função densidade de probabilidade.

**ABSTRACT:** CHARACTERIZATION OF THE ACTUAL EVAPOTRANSPIRATION SERIES, IN A TEN-DAY PERIOD, IN THE STATE OF SÃO PAULO-BRAZIL.

The scientific analysis of drought is directly associated with the meteorological characteristics of a given area. Therefore, the climate characterization of that area is the first step to be pursued by a study of drought. Considering agricultural drought as a deficit between the estimated actual evapotranspiration over a period and the expected value for the period under evaluation, the aim of this study was to analyze four different types of probability density function (normal, log-normal, gamma and beta). The Kolmogorov-Smirnov test was used to verify the tack of the ETR series, in a ten-day period to the above-mentioned theoretical distributions. Air temperature and precipitation data of 13 locations of the State were used to calculate the climate water balance. Beta distribution has proved the best adjustment compared with the others, and is recommended as a basis for an agricultural standardized drought index.

**Keywords:** climate characterization, agricultural drought, and probability density function.

## 1. INTRODUÇÃO

As implicações do fenômeno seca<sup>1</sup> em cada tipo de atividade humana está diretamente associada às características meteorológicas de uma região. Com isso, os dois primeiros aspectos necessários a seu estudo são: a definição exata de seu significado e a caracterização climática da área em questão. Essas etapas permitem que o desvio dos elementos meteoroló-

gicos, em relação ao valor esperado ou apropriado a cada tipo de atividade, possa ser corretamente detectado e quantificado. Em outras palavras, apenas após esses passos iniciais, o início, o fim e a intensidade de uma seca poderão ser estimados de maneira precisa e padronizada.

Sob o ponto de vista agrícola, a seca está relacionada à baixa disponibilidade de umidade no solo que torna o suprimento de água às culturas insuficiente para repor as perdas

<sup>1</sup> Nesse estudo, o fenômeno seca é conceituado, como uma anomalia climática. Tal fenômeno ocorre quando as condições hídricas de uma região encontram-se abaixo das que seriam climatologicamente esperadas.

por evapotranspiração (Organização Meteorológica Mundial, 1975). Assim, além de depender das fases críticas do desenvolvimento/crescimento dos vegetais, o início desse tipo de seca pode se distanciar do de uma meteorológica, pois depende quase que exclusivamente da água disponível na zona radicular das culturas.

A definição acima citada é baseada no fato de que o fechamento dos estômatos das plantas, causado por uma deficiência hídrica na zona radicular, além de tornar o processo fotosintético limitado, relaciona diretamente esse efeito negativo ao desenvolvimento vegetal. Baseado nessa premissa Palmer (1968) afirma que a seca agrícola nada mais é que um déficit de evapotranspiração. Entretanto, segundo esse mesmo autor, tal deficiência não deve ser calculada com base na evapotranspiração potencial (ETP), já que em períodos climatologicamente secos um valor de evapotranspiração real (ETR) inferior ao da evapotranspiração potencial não significa, necessariamente, a existência de uma anomalia climática.

Assim, nota-se que a seca agrícola está relacionada ao déficit entre o valor da evapotranspiração real, estimada em um período, e o valor climatologicamente esperado para o mesmo período em análise. Seu estudo exige, ainda, uma escala de tempo “pequena” (menor do que um mês) para que seu efeito seja corretamente avaliado (Palmer, 1968 e Hayes et al., 1999).

Definido seu significado para a atividade em estudo, a caracterização climática do regime do parâmetro de interesse (ETR) é o próximo passo para a avaliação da seca agrícola. Comumente emprega-se funções densidade de probabilidade (FDP) para tais padronizações, como é exemplificado abaixo:

Dale (1968) aplicando a distribuição gama em séries de precipitação pluvial na localidade de Piracicaba-SP, no período de 1917 a 1941, para o mês de novembro, concluiu que a distribuição gama ajustou-se melhor à distribuição empírica do que à distribuição normal. O ajuste foi avaliado por meio dos métodos do qui-quadrado e Kolmogorov-Smirnov (KS).

Arruda e Pinto (1980) avaliando um modelo simplificado da distribuição gama para analisar a frequência de distribuição decendial da precipitação na região de Campinas-SP, concluíram que tal função é adequada para descrever o regime esperado de precipitação pluvial, na escala decendial nessa localidade.

Cunha et al. (1997) utilizaram o modelo de distribuição gama de probabilidade para estimar os valores de precipitação pluviométrica mensal nos níveis de 25, 30, 50, 70, 75, e 85% de probabilidade de ocorrência, para a região de Baurú no Estado de São Paulo. Segundo esses autores, tal modelo demonstrou que o valor da média aritmética da chuva, encontra-se entre os níveis de 30 a 50% de probabilidade de ocorrência.

Saad (1990), por meio do teste do Kolmogorov-Smirnov, verificou que uma série histórica de evapotranspiração de referência acumulada em 5, 10, e 15 dias, calculada com base no método de Penman, podem ser ajustados às distribuições beta e normal na região de Piracicaba nos meses de março a setembro.

Hoffmann et al. (1994), após o uso dos testes do qui-quadrado e Kolmogorov-Smirnov, concluíram que a distribuição de frequência dos dados de temperatura, tanto na primavera quanto no outono, ajusta-se a distribuição normal, na região de Pelotas no Rio Grande do Sul. Sedyama (1978) afirma que séries de precipitação diária podem ser ajustadas à distribuição gama incompleta, séries de temperatura média diária à distribuição normal e séries de umidade relativa, à distribuição beta.

Assis et al. (1996) utilizaram a distribuição beta para caracterização de séries mensais da relação  $(1 - ETR/ETP)$  na localidade de Piracicaba-SP. Esses autores recomendam também os testes Kolmogorov-Smirnov e qui-quadrado como ferramentas adequadas para a verificação do grau de aderência de séries de dados observados, às distribuições teóricas.

Assis et al. (2004) ao avaliarem o ajuste de séries históricas de temperatura e radiação solar global diária às funções de densidade de probabilidade normal e log-normal em Piracicaba-SP, concluíram que, dependendo da interpretação do pesquisador para o nível descritivo do teste de hipótese, pode-se afirmar que a distribuição normal representa muito bem o comportamento da variabilidade temporal diária para todo o ano, tanto da temperatura quanto da radiação solar global. Os autores afirmam ainda que, apesar do teste Kolmogorov-Smirnov apresentar um nível elevado de aprovação (menos rigoroso que o qui-quadrado), no caso de série com dados aproximadamente simétricos é o mais recomendado.

Tendo em vista os fatos acima citados, torna-se claro a importância da caracterização do regime temporal das séries de evapotranspiração real para o desenvolvimento de um índice de seca agrícola no estado de São Paulo. Assim, esse estudo tem como objetivo verificar o ajuste das séries descendias de ETR, estimadas pelo método de Thornthwaite e Mather (1955), às distribuições gama incompleta, log-normal, normal e beta.

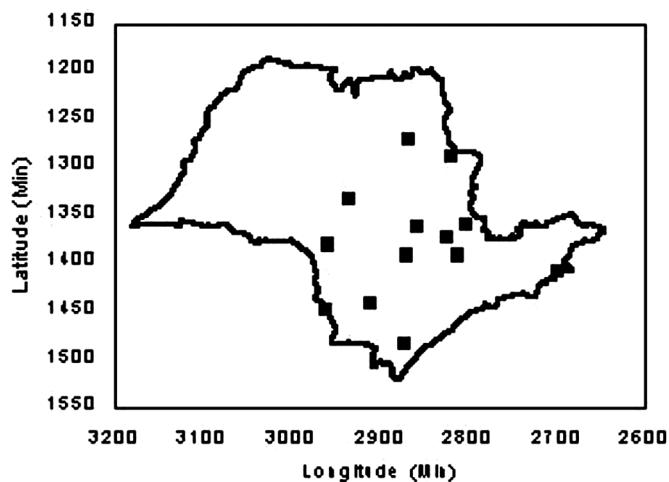
## 2. MATERIAL E MÉTODOS

Foram utilizados dados diários de temperatura média do ar e de precipitação pluviométrica de 13 postos meteorológicos do estado de São Paulo, pertencentes ao Instituto Agrônomo da Secretaria de Agricultura e Abastecimento, e do posto meteorológico da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo (ESALQ/USP), como consta na Tabela 1.

**Tabela 1** – Relação dos postos utilizados e seus respectivas órgão responsáveis.

Município	Latitude	Longitude	Altitude (m)	Órgão
Campinas	22°54'	47°05'	669	IAC
Capão Bonito	24°00'	48°32'	702	IAC
Jaú	22°17'	48°34'	580	IAC
Jundiaí	23°12'	46°53'	715	IAC
Manduri	23°00'	49°19'	700	IAC
Mococa	21°28'	47°01'	665	IAC
Monte Alegre	22°41'	46°43'	777	IAC
Pariquera	24°43'	47°53'	25	IAC
Pindorana	22°13'	48°56'	562	IAC
Piracicaba	22°43'	47°38'	580	ESALQ/USP
Ribeirão Preto	21°11'	47°48'	621	IAC
Tatui	23°22'	47°52'	600	IAC
Ubatuba	23°27'	45°04'	8	IAC

A distribuição espacial dos posto meteorológicos utilizados nesse estudo é demonstrada na Figura 1.

**Figura 1** – Distribuição espacial dos postos meteorológicos utilizados nesse estudo (Tabela 1).

Foram gerados balanços hídricos descendias, de acordo com o método de Thornthwaite & Mather (1955), por meio de software desenvolvido por Brunini & Caputti (2002), para todas as localidades, a fim de estimar as séries históricas de evapotranspiração real.

A Organização Meteorológica Mundial (OMM) afirma que são necessários pelo menos 30 anos de dados climáticos para que se tenha uma confiabilidade na caracterização climática de uma área. Todos os postos desse estudo possuem séries

históricas com período homogêneo de 30 anos (1971 a 2000) satisfazendo, portanto, essa exigência.

Normalmente, no estado de São Paulo a distribuição gama incompleta é utilizada para descrever séries de precipitação pluvial; já as distribuições normal e log-normal são comumente utilizadas para descrever séries de temperatura média do ar, radiação solar e conseqüentemente de evapotranspiração potencial. A distribuição beta é utilizada com freqüência para descrever séries de relações como a razão ETR/ETP. Devido ao fato da evapotranspiração real, estimada pelo método de Thornthwaite e Mather (1955), ser influenciada pelos elementos meteorológicos acima citados (precipitação pluvial e evapotranspiração potencial) e ter, evidentemente, estreita relação com a razão ETR/ETP, as quatro distribuições acima descritas foram escolhidas por meio dos seguintes métodos:

Segundo Morettin e Bussad (2003), a distribuição normal ou gaussiana é uma das mais importantes em investigações teóricas, pois seu peso em análises matemáticas resulta do fato de que muitas técnicas estatísticas (análises de variância e de regressão, por exemplo), além de alguns testes de hipóteses, assumem a normalidade dos dados.

Uma variável aleatória  $X \in R$ , tem uma distribuição normal se sua função de densidade de probabilidade assumir a forma de:

$$f(X) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{X-\mu}{\sigma}\right)^2\right] \text{ para } X \in R \quad (1)$$

em que:

$\sigma$ , o desvio padrão dos dados na série e;  
 $\mu$ , a média aritmética dos dados na série.

De acordo com Mirshawka (1971), a função densidade de probabilidade da distribuição log-normal a dois parâmetros assume a seguinte forma:

$$f(X) = \frac{1}{(X-a)\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{[\ln(X)-\mu]^2}{2\sigma^2}\right] \text{ para } X \in \mathbb{R} \quad (2)$$

em que:

$\sigma$ , o desvio padrão do logaritmo neperiano dos dados na série e;  
 $\mu$ , a média aritmética do logaritmo neperiano dos dados na série.

Segundo Dale (1968) a distribuição gama possui bom ajuste para variáveis contínuas que tenham limite inferior igual a zero e não possuam limite superior sendo, com isso, largamente utilizada para o estudo de séries históricas de precipitação, de modo que:

$$g(X) = \frac{X^{\alpha-1} * e^{-x/\beta}}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} \text{ para } X > 0 \quad (3)$$

em que:

$\alpha > 0$  parâmetro de forma da distribuição gama (adimensional)  
 $\beta > 0$  parâmetro de escala da distribuição gama (apresenta mesma dimensão da variável  $x$ ).

$\Gamma(\alpha)$  a função gama.

Os parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$  são calculados pelo método da máxima verossimilhança, como demonstrados por Thom (1966):

$$\alpha = \frac{1}{4A} (1 + \sqrt{1 + 4A/3}) \dots \beta = \bar{X} / \alpha \quad (4)$$

$$A = \ln(\bar{X}) - \sum (\ln(X)) / n \quad (5)$$

De acordo com Assis et al., (1996) a distribuição beta é definida no intervalo (0,1) com a seguinte função densidade de probabilidade:

$$f(X) = \frac{X^{(\alpha-1)-(1-X)^{\beta-1}}}{\beta(\alpha, \beta)} \quad (6)$$

Os parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$  determinam a forma da distribuição.

Para que a distribuição beta possa ser aplicada, as séries de ETR foram transformadas por meio da equação (7):

$$ETR' = (ETR - a)/(b - a) \quad (7)$$

em que:

$ETR'$ , Variável evapotranspiração real transformada de tal modo que  $0 < ETR' < 1$ ;

$a$ , menor valor da série de dados; e

$b$ , maior valor da série de dados.

Admite-se que “a e b” apresentam probabilidades cumulativas 0 e 1, respectivamente, de ocorrência.

O teste do Kolmogorov–Smirnov foi utilizado para verificar o grau de aderência da distribuição empírica (valores de ETR) às distribuições normal, log-normal ou gama incompleta.

Segundo Assis et al. (1996), esse teste pode ser aplicado para verificar se os valores de uma série temporal podem ser considerados como provenientes de uma população com distribuição teórica preestabelecida, sob a hipótese da nulidade  $H_0$ . O teste é definido por:

$$D_{\max} = \text{Max} |F'(x) - F(x)| \quad (8)$$

$$F(x) = fa/(n + 1) \quad (9)$$

em que:

Max, Maior valor absoluto entre as classes de frequência estabelecidas no teste;

$D_{\max}$ , Valor calculado do teste do Kolmogorov–Smirnov

$F'(x)$ , função distribuição de probabilidade teórica;

$F(x)$ , função distribuição de probabilidade empírica;

$Fa$ , frequência acumulada de cada classe;

$n$ , número de classes de valores pré-estabelecidos.

Quando, ao nível de significância estabelecido (5% para esse estudo), o valor calculado de  $D_{\max}$  for maior ou igual ao valor tabelado (valor crítico), a hipótese de nulidade ( $H_0$ ) de que os dados amostrais provêm de uma população com distribuição, no caso normal, log-normal ou gama, é rejeitada. O teste do KS foi aplicado no primeiro decêndio de janeiro e julho e no segundo decêndio de março, outubro e novembro. Tais períodos representam estações climatologicamente úmidas (janeiro e novembro), secas (julho) e de transição (março e outubro).

### 3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

As Tabelas 2, 3, 4 e 5 exibem, os valores de  $D_{\max}$  (equação 8) de cada decêndio ajustados respectivamente às distribuições normal, log-normal, gama incompleta e beta. Em outras palavras, as Tabelas 2, 3, 4 e 5 mostram o grau de ajuste de cada amostra às funções teóricas utilizadas nesse estudo. Para localidades que possuem 30 anos de dados sempre que o valor de  $D_{\max}$  igualar ou ultrapassar 0,246 (valor crítico) o regime de ETR no decêndio não pode ser ajustado à distribuição sob estudo, ao nível de 5% de significância.

Analisando a Tabela 2, nota-se que a distribuição normal apresentou melhor desempenho nos períodos e nas localidades avaliadas (exceção aos decêndios de janeiro, março e novembro em Capão Bonito e de janeiro em Tatuí) se comparada às distribuições log-normal e gama (tabelas 3 e 4, respectivamente). Entre as 4 distribuições teóricas estudadas, a que apresentou o melhor desempenho foi a distribuição beta, como é demonstrado na Tabela 5.

De maneira geral, os períodos que apresentam maior amplitude no regime da evapotranspiração real (maior desvio padrão), são os que apresentam valores de  $D_{\max}$  mais próximos ao patamar crítico, como é exemplificado na Tabela 6 para a localidade de Campinas.

**Tabela 2** – Avaliação do ajuste das séries de Evapotranspiração real (ETR), estimadas pelo método de Thornthwaite e Mather (1955), à distribuição normal por meio do teste do Kolmogorov–Smirnov (valor calculado do teste de aderência). O valor crítico a 5% de significância é 0,242.

Local	Janeiro	Março	Julho	Outubro	Novembro
	1º decêndio	2º decêndio	1º decêndio	2º decêndio	2º decêndio
Campinas	0,081	0,157	0,056	0,243	0,185
Capão	0,245	0,274	0,126	0,134	0,304
Jaú	0,082	0,041	0,137	0,223	0,168
Jundiaí	0,035	0,211	0,068	0,128	0,099
Mandurí	0,073	0,176	0,028	0,197	0,231
Mococa	0,139	0,174	0,072	0,175	0,197
Monte Alegre	0,035	0,211	0,068	0,128	0,099
Piracicaba	0,130	0,162	0,064	0,189	0,243
Pariquera	0,128	0,034	0,091	0,224	0,060
Pindorama	0,122	0,167	0,105	0,109	0,114
Ribeirão Preto	0,096	0,186	0,060	0,180	0,190
Tatuí	0,256	0,298	0,098	0,189	0,242
Ubatuba	0,091	0,075	0,157	0,161	0,158

**Tabela 3** – Avaliação do ajuste das séries de Evapotranspiração real (ETR), estimadas pelo método de Thornthwaite e Mather (1955), à distribuição Log-normal por meio do teste do Kolmogorov – Smirnov (valor calculado do teste de aderência). O valor crítico a 5% de significância é 0,242.

Local	Janeiro	Março	Julho	Outubro	Novembro
	1º decêndio	2º decêndio	1º decêndio	2º decêndio	2º decêndio
Campinas	0,101	0,183	0,111	0,304	0,304
Capão	0,404	0,303	0,186	0,187	0,187
Jaú	0,076	0,068	0,172	0,309	0,309
Jundiaí	0,039	0,295	0,159	0,188	0,188
Mandurí	0,085	0,217	0,076	0,241	0,242
Mococa	0,130	0,224	0,102	0,201	0,201
Monte Alegre	0,039	0,295	0,159	0,188	0,188
Piracicaba	0,100	0,199	0,162	0,318	0,341
Pariquera	0,184	0,042	0,104	0,243	0,244
Pindorama	0,107	0,244	0,130	0,254	0,254
Ribeirão Preto	0,084	0,222	0,066	0,199	0,199
Tatuí	0,368	0,270	0,211	0,231	0,189
Ubatuba	0,103	0,098	0,170	0,241	0,241

**Tabela 4** – Avaliação do ajuste das séries de Evapotranspiração real (ETR), estimadas pelo método de Thornthwaite e Mather (1955), à distribuição gama por meio do teste do Kolmogorov–Smirnov (valor calculado do teste de aderência). O valor crítico a 5% de significância é 0,242.

Local	Janeiro	Março	Julho	Outubro	Novembro
	1º decêndio	2º decêndio	1º decêndio	2º decêndio	2º decêndio
Campinas	0,090	0,188	0,072	0,289	0,090
Capão	0,365	0,297	0,166	0,187	0,365
Jaú	0,079	0,067	0,011	0,309	0,079
Jundiaí	0,034	0,266	0,129	0,237	0,034
Manduri	0,077	0,207	0,034	0,261	0,077
Mococa	0,134	0,213	0,034	0,201	0,134
Monte Alegre	0,034	0,266	0,129	0,188	0,034
Piracicaba	0,100	0,201	0,089	0,342	0,123
Pariquera	0,159	0,034	0,094	0,269	0,159
Pindorama	0,109	0,222	0,055	0,254	0,109
Ribeirão Preto	0,084	0,211	0,017	0,199	0,084
Tatuí	0,361	0,258	0,178	0,194	0,345
Ubatuba	0,102	0,147	0,028	0,241	0,102

**Tabela 5** – Avaliação do ajuste das séries de Evapotranspiração real (ETR), estimadas pelo método de Thornthwaite e Mather (1955), à distribuição beta por meio do teste do Kolmogorov–Smirnov (valor calculado do teste de aderência). O valor crítico a 5% de significância é 0,242.

Local	Janeiro	Março	Julho	Outubro	Novembro
	1º decêndio	2º decêndio	1º decêndio	2º decêndio	2º decêndio
Campinas	0,084	0,177	0,084	0,240	0,230
Capão	0,207	0,197	0,101	0,201	0,217
Jaú	0,084	0,100	0,177	0,241	0,019
Jundiaí	0,043	0,156	0,170	0,239	0,141
Manduri	0,084	0,138	0,097	0,239	0,230
Mococa	0,136	0,143	0,108	0,241	0,131
Monte Alegre	0,045	0,094	0,053	0,161	0,131
Piracicaba	0,081	0,142	0,117	0,189	0,119
Pariquera	0,160	0,045	0,182	0,237	0,140
Pindorama	0,012	0,193	0,126	0,211	0,207
Ribeirão Preto	0,100	0,152	0,092	0,213	0,189
Tatuí	0,090	0,139	0,106	0,228	0,234
Ubatuba	0,092	0,098	0,184	0,242	0,233



**Tabela 6** – Valores máximos e mínimos das séries de evapotranspiração real, estimados em escala decendial, na localidade de Campinas-SP (1971 a 2000) e seus respectivos desvios padrão.

Período	Maior valor da série (mm)	Menor valor da série (mm)	Desvio Padrão (mm)
Janeiro 1º decêndio	47,5	29,7	4,2
Março 2º decêndio	40,5	18,4	4,8
Julho 1º decêndio	19,1	4,4	3,7
Outubro 2º decêndio	36,4	8,4	8,9
Novembro 1º decêndio	45,6	13,6	6,6

É interessante ressaltar que os meses de outubro e novembro no estado de São Paulo, apresentam demanda hídrica atmosférica bastante elevada, sendo observados, nesse período, valores de evapotranspiração potencial semelhantes aos registrados nos meses de verão. Entretanto, esses mesmos intervalos de tempo se comparados aos meses de dezembro, janeiro e fevereiro possuem maior variabilidade no regime de precipitação. Assim, em outubro e novembro a ETR pode assumir valores máximos próximos aos registrados nos meses de verão e mínimos próximos aos de inverno. Tal fato resulta na maior amplitude temporal do regime da evapotranspiração real e conseqüentemente em maiores dificuldades no estabelecimento de um patamar climatologicamente esperado nos decêndios de outubro e novembro.

Destaca-se que modelos de índices de seca que caracterizam o regime temporal de um determinado elemento por meio de funções densidade de probabilidade como o desenvolvido por McKee et al., (1993) denominado SPI, utilizam períodos de calibração para a determinação dos parâmetros da distribuição. Dessa maneira, a forma e a escala da FDP é estabelecida. A partir dessa calibração, a FDP é utilizada em outros períodos facilitando, com isso, o uso desses índices no monitoramento próximo ao tempo real das condições hídricas de um dado local. Contudo, a análise da equação 7 evidencia que a distribuição beta é restrita ao intervalo de valores compreendidos entre o menor (a) e o maior (b) valor da série utilizada para o cálculo de seus parâmetros. Com isso, o desenvolvimento de um índice de seca agrícola voltado ao monitoramento próximo ao tempo real e que utilize a FDP beta deve observar essa limitação.

#### 4. CONCLUSÃO

Para o nível de 5% de significância, a distribuição beta pode ser utilizada para a caracterização da variabilidade temporal do regime da evapotranspiração real, em escala decendial, no estado de São Paulo.

#### 5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ARRUDA, H.V., PINTO, H.S. A simplified gama probability model for analysis at the frequency distribution of rainfall in the region of Campinas-SP, Brazil. **Agricultural Meteorology**, Amsterdam v.22. p. 101-108. 1980.
- ASSIS, F. N., ARRUDA, H.V., PEREIRA, A.R., **Aplicações de estatística à climatologia**. Pelotas: Universidade Federal de Pelotas, Universitária, 161p. 1996.
- ASSIS, J.P. de, NETO, D.D., MANFRON, P.A., MARTIN, G.S., SPAROVEK, G., TIMM, L, C., Ajuste de séries históricas de temperatura e radiação solar global diária às funções densidade de probabilidade normal e log-normal, em Piracicaba-SP. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**. Santa Maria, v12, n.1, p.113-121, 2004.
- BRUNINI, O., CAPUTTI, E. Balanço hídrico seqüencial para o Estado de São Paulo-Software. 2002.
- CUNHA, A.R., MARTINS, D., PASSOS, J.R.S. O modelo gama de probabilidade aplicado ao estudo da distribuição da chuva mensal a região administrativa de Bauru-SP In :X CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOROLOGIA, **Anais...**, Sociedade Brasileira de Agrometeorologia, Piracicaba, p. 107-109, 1997.
- DALE, R.F. **Applied Climatogy**. West Laffayte, Indiana: Purdue University , USA, 125p. 1968.
- HAYES, M. J., SVOBODA, M.D., WILHITE, D.A., VANYARKHO, O.V. Monitoring the 1996 drought using the Standardized Precipitation Index. **Bull.Am.Meteorol. Soc.** 80(3): p.429-438, 1999.

- HOFFMANN, A., NACHTIGAL, J. C., ROSSAL, P.A.L., ASSIS, F.N., Estimativa da primeira data do outono e última data da primavera com temperatura do ar menor ou igual a 0°C em Pelotas-RS. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**. Santa Maria, v2, n.1, p.65-68, 1994.
- 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...** American Meteorological Society, Boston: PREPRINTS, 1993. p.179-184.
- MIRSHAWKA, V. **Estatística**. v.2, São Paulo: Nobel, 1971. 367 p.
- MORETTIN, P.L., BUSSAD, W.O. **Estatística básica**. 5.ed., São Paulo: Saraiva, 2003. 526 p.
- ORGANIZAÇÃO METEOROLÓGICA MUNDIAL: **Drought and agriculture**. WMO Tech. Note 138, Publ. WMO-392, Geneva, Switzerland, 127p. 1975.
- PALMER, W.C. Keeping track of crop moisture conditions, nationwide: the new Crop Moisture Index, **Weatherwise**, 21, p.156-161, 1968.
- SAAD, J.C.C., **Estudo das distribuições de frequência da evapotranspiração de referência e da precipitação pluvial para fins de dimensionamento de sistemas de irrigação**. 1990. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba-SP.
- SEDIYAMA, G.C. et al. Simulação de parâmetros climáticos para a época de crescimento das plantas. **Revista Ceres**, Viçosa, v.25, n. 141, p. 455-466, 1978.
- THORNTHWAITE, C.W., MATHER, J.R. The water balance. **Climatology**, New Jersey, v.8, n.1, p.1 - 40, 1955.
- THOM, H. C. S. **Some methods of climatological analyses**. World Meteorological Organization, Geneva, 53p, 1966. (WMO, 199; TP, 103; Technical Note, 81.)
- VERNICH, L., ZUANNI, F. About the minimum number of years required to stabilize the solar irradiation statistical estimates. **Solar Energy**, v.57, n.6, p. 445-447, 1996.