

ISSN 0104-1347

Ajuste de séries históricas de temperatura e radiação solar global diária às funções densidade de probabilidade normal e log-normal, em Piracicaba, SP

Adjustment of historical series of temperature and daily global solar radiation to the probability density function normal and log-normal, in Piracicaba, SP, Brazil

Janilson Pinheiro de Assis^{1,7}, Durval Dourado Neto^{2,7}, Paulo Augusto Manfron^{3,7}, Thomas Newton Martin^{4,7}, Gerd Sparovek^{5,7} e Luís Carlos Timm^{6,7}

Resumo - No presente trabalho foram analisadas 1464 distribuições densidade de probabilidade, sendo 732 normal e 732 log-normal. Os testes, não-paramétricos, de qui-quadrado e de Kolmogorov-Smirnov foram utilizados para verificar a aderência das distribuições empíricas à distribuição teórica sob hipótese. Foram considerados, para fins de análise, a temperatura e a radiação solar global de cada dia do ano. A série de temperatura foi constituída de 1917 a 2002, e a de radiação solar global, de 1978 a 2002. Verificou-se a superioridade do ajustamento da distribuição normal, quando comparada com a log-normal para as duas variáveis. No entanto, deve-se salientar que o teste de Kolmogorov-Smirnov apresenta um nível de aprovação de uma distribuição sob teste muito elevado, o que gera uma certa insegurança em relação aos critérios do teste, mas neste caso, de dados aproximadamente simétricos, ele é o mais recomendado.

Palavras-chave: temperatura, radiação solar global, função densidade de probabilidade, modelagem, transformação de dados.

Abstract - At the present work were analyzed 1464 probability density function, being 732 normal e 732 log-normal. The tests, non parametric, square-qui and the Kolmogorov-Smirnov were used to analyzed the tack of the empirical distributions to the theoretical distribution under hypothesis. For the analyses were considered the temperature and the global solar radiation at each day of year. The series of temperature were from 1917 to 2002, and the global solar radiation from 1978 to 2002. It was noticed the superiority of adjustment of normal distribution when compared with the log-normal, for both variables. However it should be considered that the Kolmogorov-Smirnov test showed an approval level distribution under very high significance level, creating an unreliability related to the test criteria, but in case of data approximately symmetric, it is the recommended test.

Key words: temperature, global solar radiation, probability density function, modeling, data transformation.

Introdução

O estudo das distribuições de variáveis, ao longo do tempo, como um meio de compreender os fenômenos meteorológicos, para determinar

seus padrões de ocorrência e permitir uma previsibilidade razoável do comportamento climático de uma região, é uma ferramenta de grande valor para o planejamento e gestão de inúmeras atividades agropecuárias e humanas.

¹Engenheiro Agrônomo, Aluno do Programa de Pós-Graduação em Fitotecnia, Departamento de Produção Vegetal, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo. Caixa Postal 9. 13.418-900. Piracicaba, SP. jpassis@esalq.usp.br.

²Engenheiro Agrônomo, Professor Associado, Departamento de Produção Vegetal, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo. Caixa Postal 9. 13.418-900. Piracicaba, SP. dourado@esalq.usp.br.

³Engenheiro Agrônomo, Professor Titular, Departamento de Fitotecnia, Universidade Federal de Santa Maria, 97105-900. Santa Maria, RS: pmanfron@smail.ufsm.br.

⁴Engenheiro Agrônomo, Aluno do Programa de Pós-Graduação em Fitotecnia, Departamento de Produção Vegetal, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo. Caixa Postal 9. 13.418-900. Piracicaba, SP. martin@esalq.usp.br.

⁵Engenheiro Agrônomo, Professor Associado, Departamento de Solos e Nutrição de Plantas, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo. Caixa Postal 9. 13.418-900. Piracicaba, SP. gerd@esalq.usp.br.

⁶Engenheiro Agrônomo, Pesquisador, Centro de Energia Nuclear na Agricultura, Universidade de São Paulo. Caixa Postal 96. 13.400-970. Piracicaba, SP. ltimm@cena.usp.br.

⁷Bolsista do CNPq.

O adequado planejamento das atividades agropecuárias passa, de forma obrigatória, pelo conhecimento do comportamento probabilístico das variáveis do clima tais como temperatura, radiação solar, umidade, chuva e vento, devido a essas atividades serem bastante susceptíveis às inclemências do tempo.

As previsões probabilísticas auxiliam no planejamento e condução das atividades agropecuárias, ao racionalizar os procedimentos e evitar ou minimizar os possíveis prejuízos causados pela ação das intempéries.

O conhecimento das disponibilidades térmicas de um local é necessário em várias atividades agrônomicas como a seleção e introdução de cultivares, definição de épocas de semeadura, eleição de tratamentos culturais e implantação de mecanismos de modificação de ambientes agrícolas. Dentre as variáveis térmicas pouco estudadas do ponto de vista probabilístico, destaca-se a temperatura média diária, cujo comportamento exerce dois efeitos bioclimáticos ao longo do ano: nos meses frios terá a ação desvernalizante sobre as criófitas e, nos meses quentes, pela ação deprimente tanto no crescimento como no desenvolvimento das plantas. Além disso, nos modelos matemáticos de quantificação do crescimento e de previsão da data de semeadura, a temperatura diária entra como um parâmetro importante tanto na promoção (acima de 10°C) como na inibição (acima de 30°C) do crescimento e desenvolvimento (ASPIAZÚ, 1971; SIERRA & MURPHY, 1973).

Outro importante elemento do clima é a radiação solar global diária, pois como a principal fonte de energia primária na terra, é responsável pela distribuição da fauna e da flora no planeta, influenciando diretamente as atividades fisiológicas dos seres vivos e os fenômenos climáticos. Considerando a ausência de outros fatores limitantes, a produção vegetal e animal depende diretamente, da disponibilidade de energia solar. Segundo MOTA (1987), não só a qualidade espectral da energia solar, referente aos diferentes comprimentos de onda, mas também a sua intensidade, desempenham papel fundamental no desenvolvimento morfológico das plantas. Assim, o conhecimento de sua intensidade e variação ao longo do período de interesse é extremamente importante para a exploração agropecuária, como por exemplo, o seu uso em modelos agrometeorológicos de estimação de produtividade

de culturas agrícolas. Além disso, poucos são os trabalhos na literatura especializada, sobre o ajuste de funções densidade de probabilidade às séries históricas de temperatura e radiação solar global diárias.

Admite-se que a distribuição normal de frequência proporcione um ajuste razoável para a maioria das variáveis climáticas que não têm limite inferior ou superior tal como a pressão atmosférica, temperatura e radiação solar. THOM (1966) cita que a temperatura do ar tende a ser normalmente distribuída.

O uso de funções densidade de probabilidade está diretamente ligado à natureza dos dados a que elas se relacionam. Algumas têm boa capacidade de estimação para pequeno número de dados, outras requerem grande série de observações. Devido ao número de parâmetros de sua equação, algumas podem assumir diferentes formas, enquadrando-se em um número maior de situações, ou seja, são mais flexíveis. Desde que respeitado o aspecto da representatividade dos dados, as estimativas dos seus parâmetros para uma determinada região, podem ser estabelecidas como de uso geral, sem prejuízo da precisão na estimação da probabilidade (CATALUNHA et al., 2002).

BURIOL et al. (2001), estudando as probabilidades de ocorrência de dias com valores de radiação solar inferiores a alguns níveis na região do baixo Vale do Taquari-RS, ajustaram os dados diários de radiação solar por decêndio de cada mês e avaliaram esse ajuste às distribuições Binomial Negativa e Poisson, utilizando-se o teste de Kolmogorov-Smirnov e concluíram pela utilização da Distribuição de Poisson.

BURIOL et al. (1998), estudando a probabilidade de ocorrência de temperaturas mínimas do ar prejudiciais à fecundação das flores de arroz, verificaram que o número total de dias com temperatura baixa adere à distribuição Binomial Negativa, enquanto que as seqüências de dias com temperatura baixa aderem melhor à distribuição de Poisson.

HOFFMANN et al. (1994), conduzindo trabalho com o objetivo de obter estimativa da primeira data do outono e última data da primavera, com temperatura do ar menor ou igual a 0°C em Pelotas-RS, concluíram após aplicação dos testes do qui-quadrado e Kolmogorov-Smirnov, que a distribuição de frequência das datas, tanto da pri-

mavera quanto da ultima ocorrência, segue a distribuição Normal.

ESTEFANEL et al. (1994) afirmam que as probabilidades de ocorrência de temperatura máxima do ar prejudiciais aos cultivos agrícolas em Santa Maria, RS, aderem melhor à Distribuição Binomial Negativa do que a de Poisson, isto se for considerado o número de dias em cada decêndio com temperatura igual ou maior que um determinado nível térmico (T_b).

SEDIYAMA et al. (1978) utilizaram modelos de função de distribuição de probabilidade para simulação de parâmetros climáticos para época de crescimento das plantas e o procedimento, para simular o valor aleatório da quantidade de chuva diária X , foi feita por meio da função de densidade Gama incompleta, já a temperatura média diária pela distribuição Normal e a umidade relativa ajustada pela função de distribuição de densidade Beta.

VERNICH & ZUANNI (1996) utilizaram uma série histórica de oito anos (1982 a 1989) de brilho solar diário e radiação solar global diária e uma análise de regressão linear de Ångstron, com o objetivo de verificar a dependência no desvio padrão geral do tamanho da amostra.

No presente trabalho, tem-se por objetivo avaliar o ajuste por meio dos teste de Qui-quadrado e Kolmogorov-Smirnov das funções densidade de probabilidade Normal e Log-Normal, aos dados diários de temperatura diária e radiação solar global diária, em Piracicaba-SP.

Material e métodos

Os dados utilizados neste estudo foram fornecidos pela área de agrometeorologia do Departamento de Ciências Exatas da ESALQ/USP, Estado de São Paulo. A estação agrometeorológica de piracicaba está situada à latitude $22^{\circ}42'30''S$, à longitude de $47^{\circ}38'30''W$, com altitude de 546 metros e altitude da cuba do barômetro de mercúrio de 548 metros (VILLA NOVA, 2003).

Segundo a classificação de Köppen, o clima da região é do tipo Cwah, ou seja, tropical úmido com chuvas de verão e seca no inverno, caracterizado por um total de chuvas no mês mais seco de 26 mm e do mês mais chuvoso de 217 mm, por uma temperatura média do mês mais quente de $24,6^{\circ}C$.

As observações utilizadas, neste trabalho, referem-se às temperaturas diárias em graus Celsius ($^{\circ}C$) e radiação solar global diária em $cal.cm^{-2}.dia^{-1}$, e a série histórica de temperatura abrangem o período de 1 de janeiro de 1917 a 31 de dezembro de 2002 num total de 86 anos. Já a série histórica de radiação solar global compreende o período de 1 de janeiro de 1978 a 31 de dezembro de 2002, totalizando 25 anos.

Os dados foram analisados, individualmente, em cada dia do mês para cada ano observado da série histórica estudada, sendo ajustadas 1464 distribuições densidade de probabilidade, pelo do sistema SAS versão 6 (SAS INSTITUTE, 1996).

A World Meteorological Organization (WMO), em sua Nota Técnica número 82 (THOM, 1966), preconiza que o número mínimo de anos de dados climáticos para análise é de 30 anos, bem como recomenda o *run test*, para análise de homogeneidade dos dados, muito embora outros autores (FRIZZONE et al., 1985 e VERNICH & ZUANNI, 1996), afirmem que tais observações podem ser desconsideradas para algumas variáveis e, então passaria a trabalhar com a série de dados disponíveis. Mesmo assim tais considerações foram observadas, com exceção ao tamanho da série de radiação solar global diária a qual, por ter sido iniciada somente em 1978, totalizou apenas 25 anos.

Segundo MORETTIN & BUSSAB (2003), a normal é uma das mais importantes variáveis aleatórias contínuas, cuja distribuição é chamada distribuição normal ou Gaussiana, a qual serve como modelo de distribuição para muitos problemas da vida real, mas também aparece em muitas investigações teóricas, pois sua importância em análise matemática resulta do fato de que muitas técnicas estatísticas, como análise de variância e de regressão, além de alguns testes de hipóteses assumem ou exigem a normalidade dos dados.

A variável aleatória X , que toma todos os valores reais $-\infty < X < +\infty$, tem uma distribuição normal (ou Gaussiana) se sua função densidade de probabilidade for da forma:

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} s} \cdot \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{x-m}{s} \right)^2 \right] \quad (1)$$

para $-\infty < X < +\infty$

em que: m se refere à média das observações na série de dados, e s ao desvio padrão das observações na série de dados.

As estimativas de máxima verossimilhança dos parâmetros m e s foram obtidas por:

$$m = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} \quad (2)$$

$$s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - m)^2}{n}} \quad (3)$$

A probabilidade de que uma variável aleatória x assumira valores menores ou iguais a x quando tem distribuição normal com média m e variância s^2 [$N(m, s^2)$] é estimada por (MEYER, 1969):

$$P(a \leq X \leq b) = \frac{1}{s \sqrt{2p}} \int_a^b e^{-\frac{(x-m)^2}{2s^2}} dx \quad (4)$$

Essa equação não pode ser resolvida analiticamente sem o uso de integração aproximada. Por esse motivo, usa-se a transformação $Z=(x-m)/s$, e esta variável Z tem distribuição normal padrão com média zero e variância um [$N(0,1)$]. A variável Z é chamada reduzida, e a equação 5 pode ser reescrita na seguinte forma:

$$F(Z) = \frac{1}{\sqrt{2p}} \int_{-\infty}^Z \exp\left[-\frac{1}{2}(Z)^2\right] \quad (5)$$

para $-\infty < Z < +\infty$

Na distribuição Log-Normal, os logaritmos das variáveis aleatórias são normalmente distribuídos.

Conforme MIRSHAWKA (1971), a função densidade de probabilidade da distribuição log-normal a dois e três parâmetros é representada pela seguinte equação:

$$f(x) = \frac{1}{(x-a)s \sqrt{2p}} \exp\left[-\frac{[\ln(x-a)-m]^2}{2s^2}\right] \quad (6)$$

em que $f(x)$ é a função densidade de probabilidade da variável; x o valor da variável aleatória; m a média dos logaritmos da variável x ; s o desvio padrão dos logaritmos da variável x ; e a é o limite inferior da amostra.

Para encontrar a probabilidade de que uma variável aleatória x , tendo distribuição log-normal, assumira valores entre a e b ($a \leq x \leq b$), tem-se que:

$$F(a \leq x \leq b) = \int_a^b \frac{1}{(x-a)s \sqrt{2p}} \exp\left[-\frac{[\ln(x-a)-m]^2}{2s^2}\right] dx \quad (7)$$

O valor de ' a ' pode ser zero, quando se considera a distribuição log-normal a dois parâmetros, ou um valor mínimo da série, quando se considera log-normal a três parâmetros. O valor de " b " pode ser o da variável aleatória, quando se considera a probabilidade cumulativa de ocorrência daquele valor (HASTINGS & PEACOCK, 1975).

Ao se ajustar uma série de dados a uma distribuição densidade de probabilidade, trabalha-se com a hipótese de que a distribuição pode representar adequadamente aquele conjunto de dados. Um critério para comprovar esta hipótese é por meio de alguns testes não paramétricos.

No teste de aderência do qui-quadrado (c^2), a hipótese de nulidade admite que a distribuição seja aquela especificada e usada no estudo (normal, log-normal e gama, p.e.), com os seus parâmetros estimados com base nos dados amostrais. A hipótese é testada fazendo-se a comparação entre as frequências observadas e as frequências teóricas ou esperadas, em cada classe de frequência dos dados, pela estatística teste c^2 dada por (CAMPOS, 1983):

$$c^2 = \sum_{i=1}^k \left[\frac{(Fo_i - Fe_i)^2}{Fe_i} \right] \quad (8)$$

em que, k é o número de classes, Fo_i a frequência observada e Fe_i a frequência esperada sob a hipótese H_0 , de acordo com a distribuição que está sendo testada. Os valores críticos ou tabelados de c^2 para alguns níveis de significância são descritos por tabelas próprias.

Para avaliar o ajuste entre os valores observados e estimados pelas distribuições de pro-

babilidade, foi utilizado também o teste de Kolmogorov-Smirnov (CAMPOS, 1983).

Como metodologia para sua aplicação, pode-se considerar $F(x)$ a proporção dos valores esperados menores ou iguais a x pela distribuição teórica e $S(x)$, a proporção dos valores observados menores ou iguais a x pela distribuição empírica em que D_{obs} é o módulo do desvio máximo observado:

$$D_{obs} = \text{Max}|F(x) - S(x)| \quad (9)$$

Para isso, compara-se D_{obs} com D_{tab} (D_{tab} é o desvio máximo tabelado, encontrado em tabelas adequadas); se D_{obs} for menor, existe concordância entre as frequências observadas e esperadas, a amostra provém de uma população que segue a distribuição de probabilidade sob teste (CATALUNHA et al., 2002).

Para verificar o grau de aderência das distribuições empíricas dos dados diários (por exemplo o dia primeiro) às distribuições normal e log-normal, foram utilizados os testes de Qui-Quadrado e Kolmogorov-Smirnov, sendo que, neste trabalho, adotou-se o nível de significância de $\alpha=5\%$, em virtude de trabalhar-se com dados diários, os quais por natureza, apresentam uma alta variabilidade, valores perdidos e a presença de dados discrepantes. Deve-se salientar que as funções foram escolhidas, dentre algumas, comumente utilizadas para este tipo de análise (THOM, 1966; HASTINGS & PEACOCK, 1975).

Resultados e discussão

As Tabelas 1 e 2 mostram que não existe uma tendência de ajuste para uma determinada época do ano, e sim, uma distribuição dos ajustes de forma bastante uniforme no que se refere ao

número de ajustes ao longo do ano. Verifica-se ainda um maior ajustamento da distribuição normal às séries de radiação solar global diária, quando comparado com o número de ajustes para temperatura, isto provavelmente, deve-se a uma maior homogeneidade dos valores da primeira variável, já a distribuição Log-Normal apresentou um número de ajustes inferiores ao da distribuição normal, tanto para temperatura como para radiação solar mostrando assim que a transformação dos valores das variáveis por meio da logaritimização não melhora a qualidade nem a quantidade dos ajustes para todas as séries observadas, pelo contrário, em alguns casos a transformação reduz bastante a qualidade e a quantidade das aderências. Isso mostra a indicação do uso da distribuição densidade de probabilidade normal para representar o comportamento ou padrão de ocorrência da variável das duas características climáticas.

As Tabelas 3 e 4 mostram uma descrição geral de como os dados diários de temperatura e radiação solar global, melhor se ajustaram à distribuição normal, pelos testes do Qui-Quadrado e Kolmogorov-Smirnov, para todos os dias do ano, verificando-se que ocorreram raras exceções à aderência, enquanto nas Tabelas 1 e 2, estão apresentadas, as frequências do número de aderências observadas pelos mesmos testes, optou-se por apresentar apenas a distribuição normal na Tabela 3, devido a esta ter sido a que melhor representa a variação da temperatura e da radiação solar global diárias ao longo dos períodos estudados, conforme mostram as tabelas 1 e 2.

A seguir, é apresentada uma análise comparativa dos testes, destacando-se algumas características importantes, independentemente de terem tido ou não bom desempenho na análise geral.

O teste de Kolmogorov-Smirnov é bastante utilizado para análise de aderência de distribui-

Tabela 1. Frequência do número de aderências ao teste de Qui-quadrado.

Distribuição/mês	jan	fev	mar	abr	mai	jun	jul	ago	set.	out.	nov	dez
Temperatura diária												
Normal	18	20	15	23	26	13	18	23	25	28	21	19
Log-normal	15	17	12	12	15	4	4	10	15	26	17	12
Radiação solar global diária												
Normal	29	24	28	25	29	25	26	20	25	23	26	27
Log-normal	23	23	21	20	27	20	18	13	21	11	13	20

Distribuição/mês	jan	fev	mar	abr	mai	jun	jul	ago	set	out	nov	dez
temperatura diária												
Normal	28	24	20	27	26	21	24	23	28	30	27	26
Log-normal	17	20	17	22	19	6	12	7	21	23	23	15
radiação solar global diária												
Normal	30	29	27	26	29	25	26	24	27	26	26	29
Log-normal	22	24	18	20	20	13	14	8	14	9	15	24

valores nas classes iniciais e menores nas finais. Assim, quando se aplicam esses valores à equação de definição do teste de qui-quadrado, tem-se um somatório dos erros absolutos.

Por outro lado, aplicando-se a equação de definição do teste de Kolmogorov-Smirnov, tem-se um único valor, o módulo da diferença. Isto mostra

[illegible]

com valores críticos ou tabelados obtidos de tabelas referenciadas pelo nível de significância e pelo grau de liberdade, no caso do Qui-Quadrado, e pelo nível de significância e pelo número de observações, no teste de Kolmogorov-Smirnov. Nota-se que no teste de Kolmogorov-Smirnov o valor crítico ou tabelado depende, unicamente, do número de observações algo que não varia de distribuição para distribuição, estando em função apenas da série estudada. Considerando agora o teste de Qui-Quadrado, verifica-se que o grau de liberdade depende do número de parâmetros da distribuição, no caso igual a dois, e do número de classes (inerente aos dados).

Analisando o fato de que, quando ocorrem agrupamentos de classes para evitar o uso de frequências menores que três ou cinco, este número reduz, quando a distribuição subestima as classes finais, devido a este agrupamento mencionado anteriormente, e o grau de liberdade fica menor, reduzindo o valor tabelado para o Qui-Quadrado. Isto mostra que o valor crítico ou tabelado para o Qui-Quadrado depende da capacida-

Tabela 4. Descrição do ajustamento da função densidade de probabilidade normal (N), com base nos testes de Qui-quadrado e Kolmogorov-Smirnov, para todos os dias do ano, referente a variável radiação solar global diária ($\text{cal.cm}^{-2}\text{dia}^{-1}$).

	dia																															
mês	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	
teste de qui-quadrado																																
janeiro	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	-	-	N	N	N
fevereiro	N	N	N	N	N	N	N	N	N	-	N	N	-	N	N	N	-	N	-	N	-	N	N	N	N	N	N	N	N	N	-	-
março	N	-	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	-	N	N	N	N	N	N	N	N	-	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N
abril	N	N	N	N	-	N	-	N	-	-	N	N	-	N	N	N	N	N	-	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	-
maio	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	-	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	-
junho	N	N	N	N	-	N	N	N	N	N	N	N	N	-	N	N	N	N	N	N	N	-	N	N	-	N	N	N	N	N	-	-
julho	N	N	-	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	-	N	N	N	N	N	N	N	N	N	-	N	-	N	-	N	N	N	N
agosto	N	N	N	N	-	N	N	-	N	-	N	N	N	-	N	N	N	N	N	-	N	-	-	N	-	-	-	N	N	-	N	N
setembro	N	N	N	N	N	N	N	-	N	N	N	N	N	N	N	-	-	N	-	N	N	N	N	N	N	N	N	N	-	N	N	-
outubro	-	N	N	N	N	N	-	N	N	N	-	-	N	N	-	-	N	N	-	N	N	N	-	N	N	N	N	N	N	N	N	N
novembro	N	N	-	N	N	N	N	N	-	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	-	N	N	-	N	-	N	-	N	N	N	N	-
dezembro	-	-	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	-	N	N	N	-	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N
teste de kolmogorov-smirnov																																
janeiro	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	-	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N
fevereiro	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	-	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	-	-
março	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	-	N	N	N	N	-	N	N	N	N	-	N	N	-	N	N	-	N	N	N	N
abril	N	N	N	-	-	N	N	N	N	-	N	N	N	N	-	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	-
maio	N	N	N	N	N	N	N	N	N	-	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	-
junho	N	N	N	-	N	N	N	N	N	N	-	N	-	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	-	N	N	-	N	-	-	
julho	-	N	-	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	-	N	N	N	N	N	N	N	N	N	-	N	-	N	N	N	N	N	N
agosto	N	N	N	N	N	N	-	N	N	-	N	N	N	-	-	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	-	-	N	-	N
setembro	N	N	N	N	N	-	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	-	N	N	-	N	N	N	N	N	N	N	N	-
outubro	N	N	N	-	N	N	N	N	N	N	N	-	N	N	-	-	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	-
novembro	N	N	N	N	N	N	N	N	-	N	N	-	N	N	N	N	N	N	N	-	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	-	-
dezembro	-	-	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N

da distribuição em estimar as frequências observadas, o mesmo não ocorre no teste de Kolmogorov-Smirnov.

Como neste estudo, dados são, naturalmente, pouco assimétricos e além disso, não ocorrem classes com frequências muito baixas, e ainda considera-se um mesmo nível de significância, conclui-se assim que o teste de Kolmogorov-Smirnov deve ser o mais empregado na avaliação do grau de ajustamento de série de dados de temperatura diária e radiação solar global diária.

Pelos resultados apresentados nas Tabelas 1 e 2 pode-se verificar que, após à aplicação dos dois tipos de testes não-paramétricos, que o teste de Qui-Quadrado apresentou um número de aprovações superiores ao teste de Kolmogorov-Smirnov apenas nos seguintes meses: março, para a série de radiação solar quando se ajustou tanto à distribuição normal como a log-normal, já nos meses de maio, junho e julho, quando do ajuste da série de radiação solar, no modelo log-normal, em agosto para a variável temperatura e radiação quando no ajuste à distribuição log-normal e, em setembro e outubro, para a variável temperatura quando do ajuste à distribuição log-normal. Resultados semelhantes foram obtidos por THOM (1966) e SEDIYAMA et al. (1978), o que reforça a aceitação da hipótese de normalidade de séries históricas de variáveis climáticas que não têm limite inferior ou superior tais como conjuntos de dados de temperatura e radiação solar global média diárias.

Conclusões

Conforme os resultados obtidos, concluiu-se, para as condições estudadas, que: (a) para as estimativas diárias da probabilidade, destaca-se o desempenho da distribuição normal; (b) dependendo da interpretação do pesquisador para o nível descritivo (valor p) do teste de hipótese, pode-se afirmar que a distribuição normal representa muito bem o comportamento da variabilidade temporal diária para todo o ano, de temperatura diária e radiação solar global diária; e (c) o teste de Kolmogorov-Smirnov, apesar de apresentar um elevado nível de aprovação deve ser recomendado para verificar o ajuste de uma distribuição de probabilidade estimada a dados observados, de temperatura e radiação solar global diária.

Referências bibliográficas

- ASPIAZÚ, C. Prognósticos de fases en cultivos de maíz dentado mediante sumas de temperaturas. **Revista de la Facultad de Agronomía y Veterinaria de Buenos Aires**. Buenos Aires, v. 19, n. 1-2, p. 61-69, 1971.
- BURIOL, G.A. et al. Probabilidade de ocorrência de temperaturas mínimas do ar prejudiciais à fecundação das flores de arroz na região da depressão central, estado do Rio Grande do Sul, Brasil. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 28, n. 1, p. 1-9, 1998.
- BURIOL, G. A. et al. Probabilidade de ocorrência de valores de radiação solar prejudiciais ao cultivo do pepineiro na região do baixo Vale do Taquari, RS. **Pesquisa Agropecuária Gaúcha**, Porto Alegre, v. 7, n. 1, p. 97-104, 2001.
- CAMPOS, H. **Estatística não paramétrica**, 4. ed., Piracicaba: ESALQ/ USP, 1983. 349 p
- CATALUNHA, M.J. et al. Aplicação de cinco funções densidade de probabilidade a séries de precipitação pluvial no estado de Minas Gerais. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Santa Maria, v. 10, n. 1, p. 153-162, 2002.
- ESTEFANEL, V.; SCHNEIDER, F. M.; BURIOL, G.A. Probabilidade de ocorrência de temperaturas máximas do ar prejudiciais aos cultivos agrícolas em Santa Maria-RS, **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, v. 2, n. 1, p. 57-63, 1994.
- FRIZZONE, J.A.; RETTORE, P.R.; PEREIRA, G.T. Análise de distribuição das precipitações em períodos de 5 a 10 dias na região de Pereira Barreto, SP, utilizando a distribuição gama incompleta. **Irrigação e Tecnologia Moderna**, Brasília, v. 22, n. 1, p. 2-4, 1985.
- HASTINGS, N.A.J.; PEACOCK, J.B. **Statistical distributions**: A handbook for students and practitioners. London, England: The Butterworth Group, 1975. 129 p.
- HOFFMANN, A. et al. 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, v.2, n. 1, p. 65-68, 1994.
- MEYER, P. L. **Probabilidade: Aplicações à Estatística**. 1. ed., Rio de Janeiro: Livro Técnico, 1969. 391 p.
- MIRSHAWKA, V. **Estatística**. v. 2, São Paulo: Nobel, 1971. 367 p.
- MORETTIN, P.A.; BUSSAB, W.O. **Estatística básica**. 5. ed., São Paulo: Saraiva, 2003. 526 p.

MOTA, F.S. Radiação solar e plantas cultivadas. In: **Meteorologia agrícola**. 7. ed., São Paulo: Nobel, 1987. p. 63-125.

SAS. Institute. **QC SOFTWARE**: Usage and reference. In: Capability procedure. Cary: STATISTICAL ANALYSES SYSTEM INSTITUTE: release 6.02, 1. ed., v. 1, 1996. 823 p.

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.

SIERRA, E.M.; MURPHY, G.M. **Aspectos bioclimáticos del cultivo del sorgo**. Viedna, Rio Negro: IDEVI, Estación Experimental de Riego y Cultivo. 1973, p. 28-54. (Série Técnica, 3).

THOM, H.C.S. **Some methods of climatological analysis**. Roma: FAO, 1966. 50 p. (Technical Notes. 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.

VILLA NOVA, N.A. **Dados meteorológicos do município de Piracicaba**. Piracicaba: ESALQ/ Departamento de Ciência Exatas, 2003, 2 p.