

ISSN 0104-1347

Umidade relativa em Pelotas, RS. II – Tabelas de probabilidades das médias e máximas pentadais¹

Relative humidity at Pelotas, RS, Brazil. II - Tables of probabilities of average and maximum pentads

João Baptista da Silva², Luís Eduardo Torma Burgueño³ e Camila Cossetin Ferreira⁴

Resumo - O objetivo do trabalho foi construir tabelas de probabilidades da umidade relativa média pentadal e máxima pentadal em Pelotas, RS, a partir dos registros diários da Estação Agroclimatológica de Pelotas. O método de construção das tabelas baseou-se na aproximação da variável à distribuição Normal. Para a umidade relativa média pentadal não foi utilizada nenhuma transformação prévia, entretanto, a umidade relativa máxima pentadal foi transformada segundo a expressão $Y = X^{4,122}$, que homogeneizou as variâncias e permitiu um ajuste à normalidade. As probabilidades foram estimadas pela distribuição de t , para os níveis de probabilidade de 1% a 99%. As tabelas foram testadas com um novo conjunto de dados (1991 a 2000), reservado para tal. Tendo-se em conta os resultados dos testes, pode-se concluir da adequabilidade do processo de construção das tabelas. As tabelas construídas fazem parte de um projeto de elaboração de tabelas de probabilidades dos elementos meteorológicos em períodos curtos, para Pelotas, RS. Elas representam importantes subsídios ao planejamento das atividades agropecuárias na região, tirando o máximo proveito dos seus benefícios e evitando seus efeitos danosos.

Palavras-chave: umidade relativa média pentadal, umidade relativa máxima pentadal, transformação de dados.

Abstract - The objective of this paper was to make probability tables of average and maximum relative humidity, for five-day periods at Pelotas, RS, Brazil, based on daily records from a Pelotas Agroclimatological Station. The tables were made based on an approximation to the Normal distribution. No data transformation was required for the average relative humidity data. However, the maximum data was transformed using the expression $Y = X^{4,122}$, which homogenized the variance and allowed fitting the data to a Normal distribution. The probabilities were estimated by t distribution, for the probability levels ranging from 1% to 99%. The tables were tested with an independent data set (1991-2000). The results of this test revealed the suitability of the tables' building process. The tables are part of a project that seeks the elaboration of probability tables of meteorological variables for short periods of time, in Pelotas-RS, which represent a relevant help in planning agricultural and breeding activities, allowing to take advantage of the benefits and avoiding the damaging effects of the conditions presented by these variables.

Key words: five-day average relative humidity, five-day maximum relative humidity, data transformation.

Introdução

A observação das variáveis, ao longo do tempo, como forma de se compreender os fenôme-

nos meteorológicos, determinando seus padrões de ocorrência e propiciando uma adequada previsibilidade do comportamento climático de uma região é um instrumento de grande valia no planeja-

¹Trabalho realizado com o apoio do CNPq e da FAPERGS.

²Engenheiro Agrônomo, Livre Docente, Doutor em Ciências, Bolsista do CNPq, Professor Titular (Aposentado) do Instituto de Física e Matemática (UFPEL).

³Estudante de Engenharia Agrícola da UFPEL, Bolsista de Iniciação Científica da FAPERGS.

⁴Estudante de Meteorologia da UFPEL, Bolsista de Iniciação Científica do PIBIC/CNPq.

mento e na gestão de inúmeras atividades agropecuárias e humanas.

O planejamento adequado das atividades agropecuárias passa, obrigatoriamente, pelo conhecimento do comportamento probabilístico das variáveis do clima (umidade relativa, temperatura, vento, chuva, radiação solar, etc.), visto estarem essas atividades muito sujeitas às inclemências do tempo. As previsões probabilísticas auxiliam no planejamento e condução das atividades agropastoris, racionalizando os procedimentos e evitando ou minimizando os possíveis prejuízos causados pela ação das intempéries.

A umidade relativa do ar tem importância fundamental em muitas práticas agropecuárias: no crescimento das plantas, na conservação de sementes e grãos armazenados, nos cultivos em estufas, no conforto térmico de animais confinados, nos projetos de ambientes termicamente equilibrados, etc. Define-se umidade relativa pela relação entre a quantidade de vapor d'água existente no ar e a quantidade necessária para saturação do ar em condições constantes de temperatura e pressão. Segundo PEREIRA & QUEIROZ (1991), a psicrometria pode ser definida como o ramo da física relacionado com a medição ou determinação das condições do ar atmosférico, particularmente no que se refere a mistura de ar seco e vapor d'água. As propriedades termodinâmicas da mistura de ar seco e vapor d'água são de grande interesse no pós-colheita de produtos agrícolas, pelo efeito que tem a umidade do ar sobre o teor de água dos produtos.

MOTA (1981), observa que a alta umidade relativa atmosférica tem no mínimo dois efeitos benéficos possíveis no crescimento das plantas, pois muitas plantas podem, diretamente absorver umidade do ar saturado e, além disso, o nível fotossintético das plantas cresce com a umidade, sob a ação da luz.

No que concerne ao armazenamento de grãos, altos teores de umidade podem ocasionar o desenvolvimento de fungos, enquanto o grão relativamente seco (teor de água inferior a 14%) corre o risco de ataque de insetos (LASSERAN, 1981). O desenvolvimento de fungos ocorre quando a umidade dos grãos entra em equilíbrio com uma umidade relativa do ar superior a 68%, ocasionando perdas significativas em sua longevidade (POPINIGIS, 1977). PUZZI (1986), salienta que para cada espécie de grão há uma relação definida entre o teor de umidade do

grão e a umidade relativa que o grão pode ser exposto, sem ganhar ou perder umidade.

Regiões com baixos valores de umidade relativa são adequadas à implantação de sistemas de secagem combinados – seca-aeração - ou seja, sistemas operacionais que, usando secadores convencionais para reduzir a umidade dos grãos em torno de 16 a 17%, também monitoram as condições atmosféricas do ar, dentro e fora do silo, efetuam os cálculos e comparam dados tabelados, sobre a conveniência ou não de aerar (CUNHA, 2000). A utilização deste tipo de sistema, além de evitar a contaminação do produto devido aos poluentes desprendidos durante a queima de combustíveis no processo de secagem que, em parte são agregados ao produto, também reduz o impacto ambiental causado pelo processo de secagem, quando se utilizam combustíveis fósseis, lenha, casca de arroz, etc. Além disso, é possível com sistemas que utilizam o ar ambiente, reduzir significativamente o consumo de energia, melhorando desta forma a competitividade do produto. Segundo SAUER (1992), a seca-aeração comparada com os métodos convencionais, reduz de 15 a 30% o consumo de energia, aumentando acima de 50% a capacidade do secador e proporcionando grãos menos suscetíveis à quebra.

Os efeitos dos valores extremos da umidade relativa, quando combinados com outras variáveis meteorológicas como, por exemplo, baixas temperaturas, chuvas fortes e ventos intensos, compõem um quadro “desagradável” ou mesmo extremamente danoso. Portanto, as tabelas de probabilidades desses elementos meteorológicos, em conjunto, poderão constituir uma informação valiosa para a programação de diversas atividades (turismo, esportes, lazer, agropecuárias, etc.).

Ao longo do tempo, tabelas de probabilidades de elementos meteorológicos têm sido publicadas: BARGER et al. (1959), COLIGADO et al. (1969), STUFF (1969), entre outros. Todos estes trabalhos utilizaram a distribuição Gama na estimativa das probabilidades.

AMARAL & BAPTISTA DA SILVA (1970) e BAPTISTA DA SILVA & AMARAL (1984), apresentaram tabelas de probabilidades das precipitações pluviométricas, totais e máximas, para cada uma das 73 pântadas⁵ do ano. AMARAL et al. (1975, 1976), estimaram probabilidades das temperaturas mínimas, média das mínimas e mínima absoluta, para dados pentadais, em Pelotas.

Em BAPTISTA DA SILVA & AMARAL (1987), foi apresentada a fundamentação teórica do processo de construção de tabelas de probabilidades das precipitações pluviométricas pentadais. A fundamentação teórica deste método baseia-se em uma adequada transformação de dados, que proporcione homogeneidade de variâncias e normalidade da distribuição, visto que, variáveis meteorológicas em períodos curtos (dias, semanas e pântadas) geralmente não apresentam estas propriedades. Usando também o mesmo método, BAPTISTA DA SILVA et al. (1997), determinaram as probabilidades de ocorrência das rajadas máximas mensais do vento em Pelotas e em BAPTISTA DA SILVA & LARROZA (1999), foram estabelecidas as tabelas de probabilidades da velocidade média pentadal e da velocidade máxima pentadal do vento.

Com a finalidade de dar continuidade ao projeto de pesquisa, que visa estimar as probabilidades pentadais de ocorrência dos diversos elementos meteorológicos em Pelotas, foi conduzido este trabalho, buscando estabelecer tabelas de probabilidades da umidade relativa média e máxima pentadais.

Material e métodos

Os dados que serviram de base para estimar as probabilidades da umidade relativa foram extraídos dos registros diários da Estação Agroclimatológica de Pelotas, situada no Campus da Universidade Federal de Pelotas, a 15 quilômetros do centro da cidade (latitude: 31° 52'S, longitude: 52° 21'W, altitude: 13,2 m). O instrumento utilizado para determinação da umidade relativa é o psicrômetro, que é o conjunto de dois termômetros, o de bulbo seco e o de bulbo úmido.

As observações referem-se a um período de 40 anos (1961/2000), sendo que os primeiros 30 anos foram utilizados para a construção das tabelas e os 10 anos restantes para os testes.

Testes de homogeneidade de variâncias (teste de Cochran) e de normalidade (teste de Fisher e de Shapiro & Wilk) foram aplicados aos dados para verificação destas propriedades, sendo que a fundamentação teórica do trabalho baseou-se na aproximação dos dados à distribuição Normal. Pelo teste de

Cochran compara-se a pântada de variância mais discrepante com a soma das variâncias de todas as pântadas, testando esta estatística (C) para o nível de significância de 5% (DIXON & MASSEY JR., 1969).

$$C = \frac{\text{Maior } S_i^2}{\sum S_i^2} \quad (1)$$

onde: C é o valor da estatística do teste de Cochran e S_i^2 a variância dos dados pentadais $i=1, 2, \dots, 73$.

O teste de normalidade de Fisher, aplicado para cada pântada, baseia-se nas estatísticas g_1 e g_2 , medidas de assimetria e curtose, respectivamente. A significância dos desvios da normalidade foi avaliada pelo teste Z bilateral, ao nível de probabilidade de 5% (FISHER, 1941).

O teste de normalidade W , de Shapiro & Wilk, baseia-se em ordenar as observações (X_i) e calcular:

$$W = \frac{b^2}{s^2} \quad (2)$$

onde:

$$s^2 = \sum_{i=1}^n X_i^2 - \frac{(\sum X_i)^2}{n}, \quad b = \sum_{i=1}^k a_{n-i+1} (X_{n-i+1} - X_i)$$

e a_{n-i+1} é obtido da tabela de constantes (Tabela A-1) de SHAPIRO, (1990).

Quando necessário, recorreu-se à transformação dos dados, visando à aquisição da homocedasticidade (homogeneidade de variâncias) e da normalidade da distribuição.

A determinação da transformação adequada dos dados seguiu o método baseado na homogeneidade das variâncias e, concomitantemente, na normalização da distribuição. Admite-se uma relação funcional entre o desvio padrão (s) e a média (\bar{x}) dos dados, da forma

$$s = B \bar{x}^a$$

que, após linearizada, permite obter-se as estimativas dos parâmetros a e B . Desta relação, chega-se a uma transformação do tipo $Z = B x^{1-\alpha}$ ou $Z = B \log(x)$,

⁵Pântada é um conjunto de cinco dias consecutivos. A primeira pântada do ano compreende o período de 1 a 5 de janeiro, a segunda de 6 a 10 de janeiro, ..., até a última de 26 a 31 de dezembro. A última pântada de fevereiro representa os cinco dias de 25 de fevereiro a 1º de março nos anos comuns e cinco dias médios do mesmo período nos anos bissextos (5/6 do total dos seis dias).

dependendo da estimativa de a (BAPTISTA DA SILVA, 1979).

Na construção das tabelas de probabilidades utilizou-se a distribuição de t para os níveis de probabilidade de 1% a 99%. Para cada pântada, calculou-se a média \bar{Z} e o desvio padrão S_z , dos valores transformados, no caso em que foi necessário a transformação dos dados; caso contrário, \bar{Z} e S_z , representaram a média e o desvio padrão dos dados originais. Os valores de, Z_p correspondentes aos diversos níveis de probabilidade foram calculados pela fórmula:

$$Z_p = \bar{Z} + t_{p,n-1} S_z \quad (3)$$

onde $t_{p,n-1}$ é obtido da tabela da distribuição de t unilateral para $p=1$ até 99% e $n-1$ graus de liberdade. Para voltar-se aos dados originais utilizou-se a transformação inversa

$$X_p = \exp \left[\frac{\ln(Z_p / B)}{1 - a} \right] \quad (4)$$

As tabelas obtidas foram testadas com observações reservadas para tal, visto não terem participado da construção das mesmas. Os testes realizados, para verificar a adequação das tabelas construídas, foram: intervalos quartílicos, análise dos contrastes e valor esperado e intervalo de confiança da maior umidade relativa.

Para o teste dos intervalos quartílicos, as umidades relativas correspondentes às probabilidades de 25%, 50% e 75%, representam em qualquer pântada, o 1º, 2º e o 3º quartil, respectivamente. Em 25% dos 10 anos (1991-2000), isto é, em 2,5 anos, as umidades relativas pentadais observadas devem estar em cada um dos quatro intervalos determinados por aqueles valores. O acordo entre os valores observados e esperados, em cada pântada, foi analisado pelo teste de Qui-quadrado, com três graus de liberdade, no nível $\alpha = 0,05$ de probabilidade.

Quanto à análise dos contrastes, observa-se que, os três graus de liberdade, entre as quatro classes determinadas pelos três quartis, podem decompor-se de diversas maneiras. Considerou-se os seguintes contrastes, originados de uma dada decomposição:

$$C_1 = (n_4 + n_3) - (n_2 + n_1) \quad (5)$$

$$C_2 = (n_4 + n_1) - (n_2 + n_3) \quad (6)$$

$$C_3 = (n_4 + n_2) - (n_3 + n_1) \quad (7)$$

onde: n = número de anos em que se observou a umidadeⁱ relativa dentro do intervalo quartílico i , $i = 1, 2, 3$ ou 4.

Escolheu-se esta decomposição dos três graus de liberdade por ser de fácil interpretação.

Como se pode observar na Figura 1, o contraste C_1 cresce com a mediana, C_2 cresce com a dispersão e C_3 cresce com a assimetria.

No gráfico superior à esquerda, o contraste C_1 é igual a zero na distribuição original e é positivo na distribuição que resulta do deslocamento da mediana para a direita. O novo C_1 é o contraste entre as áreas com hachuras ascendentes à direita e as áreas com hachuras ascendentes à esquerda. No gráfico inferior à esquerda, o contraste C_2 , originalmente nulo, tornou-se positivo com o aumento da dispersão. O novo C_2 é o contraste entre as áreas hachuradas nas duas direções perpendiculares entre si. No gráfico à direita, a assimetria positiva da nova distribuição fez passar C_3 de zero a um valor positivo. O novo C_3 é o contraste entre as áreas hachuradas nas duas direções.

O teste de Qui-quadrado, com um grau de liberdade, no qual se fez a correção de continuidade recomendada por Yates (FISHER, 1941), foi aplicado para verificar o acordo entre os valores observados e os esperados, para $\alpha = 0,05$.

Para analisar o valor esperado e o intervalo de confiança (95%) da maior umidade relativa, determinou-se o valor esperado da maior das umidades relativas pentadais e o correspondente intervalo de confiança no qual, em 95% dos casos, deveria encontrar-se este valor.

Sendo k_i , o número de anos com registros de umidade relativa na pântada i ($i = 1,2,3,\dots,73$), no

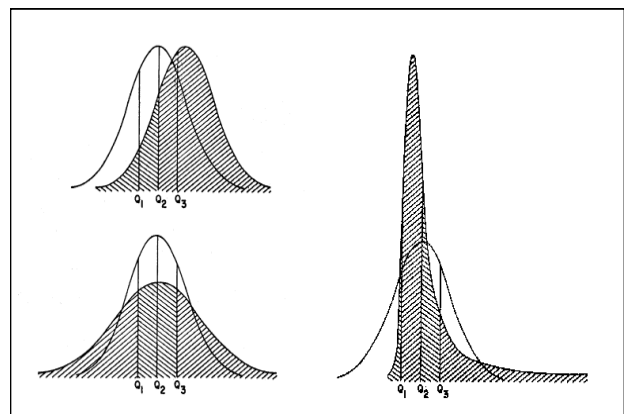


Figura 1. Interpretação dos contrastes C_1 , C_2 , C_3 .

conjunto dos 10 anos de observação (1991-2000), comparou-se a maior das umidades relativas, em cada pântada, dentre as ocorridas no conjunto do k_i anos, com àquelas correspondentes às probabilidades:

$$(k_i+0,5)/(k_i+1), \quad i = 1,2,3,\dots,73.$$

Conforme se sabe, mesmo quando os dados originais são independentes, sua ordenação crescente ou decrescente, rompe a independência (KENDALL & STUART, 1958). Nesse caso, qualquer que seja a distribuição original, o valor esperado da probabilidade de obter-se um valor da variável igual ou menor que o correspondente ao dado de ordem r , supondo os dados ordenados no sentido crescente, é $r/(m+1)$, onde m é o número de observações. Entretanto, no trabalho em apreço utilizou-se a fórmula $(r+0,5)/(m+1)$, com a correção de continuidade, justificada em BAPTISTA DA SILVA & AMARAL (1987).

Assim, se p_{ki} é a probabilidade correspondente a maior das umidades relativas na pântada i , em k_i anos, no total dos 10 anos de observações, tem-se:

$$E[p_{k_i}] = \frac{k_i + 0,5}{k_i + 1}, \quad i = 1, 2, 3 \dots 73, \quad (8)$$

que corresponde um valor de t unilateral (BAPTISTA DA SILVA, 1979).

O valor correspondente

$$Z = \bar{Z} + t_{p_{k_i},(n-1)} \cdot S_z$$

permite calcular o valor esperado da maior das umidades relativas numa sucessão de k_i anos, para cada pântada i .

Determinou-se, a seguir, o intervalo de confiança no qual, em 95% dos casos, deveria encontrar-se o valor esperado da maior das umidades relativas. A probabilidade do extremo inferior do intervalo de confiança correspondente à 95% é $p_{k_i}(x_i)$, dada pela equação:

$$[p_{k_i}(x_i)]^{k_i} = 0,025 \quad (9)$$

analogamente, a probabilidade do extremo superior do intervalo de confiança é $p_{k_i}(X_i)$ dado por:

$$[p_{k_i}(x_s)]^{k_i} = 0,975, \quad (10)$$

tendo em vista que todos os k_i valores devem ser menores que x_s .

A partir das equações acima, calcularam-se os valores de $p_{k_i}(x_i)$ e $p_{k_i}(x_s)$, respectivamente. Após

determinar os valores de t unilaterais correspondentes àquelas probabilidades, obtiveram-se os valores esperados do extremo inferior e do extremo superior do intervalo de confiança (95%), por meio da mesma expressão utilizada para determinar a esperança matemática da maior das umidades relativas, para a pântada em apreço.

Da observação dos resultados dos referidos testes concluir-se-á sobre a adequabilidade da construção das tabelas.

Resultados e discussão

O teste de Cochran ($C_{73;29} = 0,0324$) resultou em $C = 0,0251$, não significativo a 5%, para os dados da umidade relativa média e, para os dados da umidade relativa máxima, em $C = 0,0261$, indicando, em ambos os casos, uma homogeneidade das variâncias.

Os desvios da normalidade de g_1 e g_2 , pelo teste de Fisher, foram significativos em 22% das pântadas (16 pântadas), nos dados da umidade relativa média, enquanto que no teste de normalidade W de Shapiro & Wilk, ($W_{30} = 0,927$), os desvios da normalidade foram significativos em apenas 18% das pântadas (13 pântadas), permitindo que os dados fossem estudados diretamente, sem necessidade de uma transformação prévia.

No que concerne aos dados da umidade relativa máxima, o teste de Fisher resultou significativo em 30% das pântadas (22 pântadas), enquanto que pelo teste W os desvios da Normal foram significativos em 40% das pântadas (29 pântadas). Na busca de uma melhor aproximação da distribuição Normal, os dados foram transformados segundo a expressão $Y = X^4$.¹²² O teste de Cochran, para os dados transformados, resultou em $C = 0,0228$, não significativo a 5% e, após submetidos aos testes de normalidade de Fisher e de Shapiro & Wilk, apenas 3% (2 pântadas) e 12% (9 pântadas), respectivamente, não apresentaram esta característica.

Os valores da umidade relativa média pentadal, que aparecem na Tabela 1, correspondentes aos níveis de probabilidade de 1% a 99%, foram estimados a partir dos dados observados. Para a umidade relativa máxima pentadal os valores que aparecem na Tabela 2, correspondentes aos mesmos níveis de probabilidade, foram calculados desde a função inversa dos valores estimados de Z_p , obtidos a partir da transformação dos dados.

Tabela 1. Umidade relativa média (%) para diferentes pântadas de janeiro e para diferentes probabilidades de ocorrência (α), tal que $P(U_{R_m} \leq \%) = \alpha$, em Pelotas RS.

a	PEN - 1 01-05/01	PEN - 2 06-10/01	PEN - 3 11-15/01	PEN - 4 16-20/01	PEN - 5 21-25/01	PEN - 6 26-30/01
0,990	89,8	89,6	89,8	91,3	88,3	93,2
0,975	87,3	87,4	87,4	88,7	86,2	90,5
0,950	85,2	85,6	85,4	86,5	84,5	88,4
0,925	83,9	84,4	84,2	85,1	83,4	87,0
0,900	82,9	83,6	83,2	84,1	82,6	85,9
0,875	82,1	82,8	82,4	83,2	81,9	85,1
0,850	81,3	82,2	81,8	82,5	81,4	84,3
0,825	80,7	81,7	81,2	81,8	80,8	83,6
0,800	80,1	81,2	80,6	81,2	80,4	83,0
0,775	79,6	80,7	80,1	80,7	80,0	82,5
0,750	79,1	80,3	79,6	80,2	79,6	82,0
0,725	78,6	79,8	79,2	79,7	79,2	81,5
0,700	78,2	79,4	78,8	79,2	78,8	81,0
0,675	77,7	79,1	78,4	78,8	78,4	80,6
0,650	77,3	78,7	78,0	78,3	78,1	80,1
0,625	76,9	78,3	77,6	77,9	77,8	79,7
0,600	76,5	78,0	77,2	77,5	77,5	79,3
0,575	76,1	77,7	76,8	77,1	77,1	78,9
0,550	75,7	77,3	76,5	76,7	76,8	78,5
0,525	75,3	77,0	76,1	76,3	76,5	78,1
0,500	75,0	76,7	75,8	75,9	76,2	77,7
0,475	74,6	76,3	75,4	75,5	75,9	77,3
0,450	74,2	76,0	75,0	75,1	75,6	76,9
0,425	73,8	75,7	74,7	74,7	75,3	76,4
0,400	73,4	75,3	74,3	74,3	75,0	76,0
0,375	73,0	75,0	73,9	73,9	74,6	75,6
0,350	72,6	74,6	73,5	73,5	74,3	75,2
0,325	72,2	74,2	73,1	73,0	74,0	74,8
0,300	71,8	73,9	72,7	72,6	73,6	74,3
0,275	71,3	73,5	72,3	72,1	73,2	73,8
0,250	70,8	73,1	71,9	71,6	72,9	73,3
0,225	70,3	72,6	71,4	71,1	72,5	72,8
0,200	69,8	72,2	70,9	70,6	72,0	72,3
0,175	69,2	71,7	70,3	69,9	71,6	71,7
0,150	68,6	71,1	69,7	69,3	71,1	71,0
0,125	67,9	70,5	69,1	68,6	70,5	70,3
0,100	67,0	69,7	68,3	67,7	69,8	69,4
0,075	66,0	68,9	67,3	66,7	69,0	68,3
0,050	64,7	67,7	66,1	65,3	67,9	66,9
0,025	62,6	65,9	64,1	63,1	66,2	64,8
0,010	60,1	63,7	61,7	60,5	64,2	62,1

As tabelas de probabilidades da umidade relativa média e máxima pentadais foram testadas com as observações da Estação Agroclimatológica de

Pelotas, referentes ao período de 1991 a 2000 (10 anos).

Em cada um dos quatro intervalos determinados pelas umidades relativas médias e máximas, correspondentes às probabilidades de 25, 50 e 75% (1º quartil, 2º quartil e 3º quartil) esperar-se-ia incluídos 25% dos 10 anos de observação (2,5 anos)⁶. Os números observados para a umidade relativa média na primeira pântada de janeiro foram, $n_1=0$, $n_2=4$, $n_3=3$, $n_4=3$, que corresponde um valor de Qui-quadrado 3,6, não significativo a 5% ($\chi^2_{0,05; 3} = 7,815$). Para umidade relativa máxima, os valores na mesma pântada foram $n_1=1$, $n_2=4$, $n_3=1$, $n_4=4$, que correspondem também, a um valor de Qui-quadrado de 3,6, não significativo a 5%. Em resumo, para a umidade relativa média o teste Qui-quadrado apresentou discrepância significativa em somente quatro das 73 pântadas, aproximadamente 5,5%; para a umidade relativa máxima apenas cinco das 73 pântadas foram significativas, aproximadamente 7% delas.

Para os contrastes ortogonais, resultantes da decomposição dos três graus de liberdade referentes às quatro classes definidas pelos quartis, o teste de Qui-quadrado com um grau de liberdade, no qual se fez a correção de Yates (FISHER, 1941) indicou uma dis-

⁶Embora a maioria dos autores considerem que as frequências esperadas sejam não inferiores a cinco para uma boa aproximação do teste de Qui-quadrado, encontra-se em GIBBONS (1971), CONOVER (1980) e ASSIS et al. (1996), indicações que este valor é extremamente conservador e, baseados em estudos recentes, comprovam que esta regra pode ser mais flexível, obtendo-se resultados razoavelmente precisos, para este teste, mesmo quando as frequências esperadas são inferiores a cinco.

crepância significativa em 4, 1 e 2 das 73 pântadas da umidade relativa média e 3, 3 e 2 das 73 pântadas da umidade relativa máxima, para os contrastes C_1 , C_2 e C_3 , respectivamente ($\chi^2_{0,05;1} = 3,841$). Em nenhum dos casos, a discrepância significativa superou 6% das pântadas.

Em relação ao valor esperado e intervalo de confiança da maior das umidades relativas, médias e máximas pentadais, a partir dos registros dos 10 anos ($k_i = 10$) reservados para os testes das tabelas, comparou-se a maior das umidades relativas médias e máximas observadas em cada pântada, com àquelas correspondentes à probabilidade:

$$E(p_{k_i}) = \frac{10 + 0,5}{10 + 1} = 0,9545$$

Como para a primeira pântada (umidade relativa média), $Z = 74,97$, $S_z = 6,04$ e $t = 1,9252^7$, calculou-se:

$$Z = 74,97 + 6,04 \times 1,9252 = 86,60\%$$

valor esperado da umidade relativa média na primeira pântada.

As probabilidades dos extremos inferior e superior do intervalo de confiança (95%) da umidade relativa média, para a primeira pântada de janeiro, foram, respectivamente:

$$p_{k_i}(x_i) = \exp(\ln 0,025 / 10) = 0,6915$$

$$p_{k_i}(x_s) = \exp(\ln 0,975 / 10) = 0,9975$$

que corresponderam aos valores esperados dos extremos do intervalo de confiança $x_i = 78,3\%$ e $x_s = 95,5\%$.

Em apenas uma das 73 pântadas (menos de 2%), a maior das umidades relativas médias pentadais observadas ficou fora do intervalo de confiança.

Para a umidade relativa máxima pentadal, ~~para a mesma pântada, o valor esperado é~~ $x_i = 94,4\%$ e os extremos do intervalo de confiança correspondem aos valores esperados de $x_i = 85,8\%$ e $x_s = 100\%$, sendo que, nas 73 pântadas do ano, todos os valores observados da umidade relativa máxima, ficaram compreendidos dentro dos intervalos calculados.

Tendo em vista os resultados dos três testes, conclui-se que as tabelas foram adequadamente construídas. As tabelas completas serão publicadas posteriormente, em documento específico, tendo em vista o grande volume de informações.

A umidade relativa média pentadal para os 30 anos de observação é de 80,51%. Mesmo o valor de 73,4% (pântada 72) de umidade relativa média, o menor valor registrado ao nível de 50% de probabilidade, é superior aos valores constantes na literatura referentes às condições higrométricas do ar atmosférico para uma adequada conservação de grãos e sementes armazenados. Mesmo no nível de 25%, a umidade relativa média varia entre 83,2% (pântada 39) e 68,8% (pântada 72), ou seja, dificilmente poderá ser instalado sistemas de secagem de grãos somente com uso de ar natural. Entretanto, acredita-se que com sistemas automáticos de monitoramento das condições atmosféricas, pode-se conservar adequadamente os grãos estocados utilizando-se para tanto sistemas de aquecimento complementar.

Conclusões

As tabelas de probabilidades foram estabelecidas para os níveis de probabilidade de 1% a 99%, em cada uma das 73 pântadas do ano.

As tabelas de probabilidades da umidade relativa média e máxima pentadal foram testadas com um novo conjunto de observações, referentes ao período de 1991 a 2000. A concordância entre os valores observados e esperados foi satisfatória, indicando que o processo de construção das tabelas foi adequado.

A transformação dos dados utilizada, $Y = x^{4,122}$, para a umidade relativa máxima pentadal, homogeneizou as variâncias e melhorou a normalidade da distribuição. Os dados da umidade relativa média pentadal foram analisados diretamente, sem necessidade de transformação prévia.

Os resultados apresentados pelas tabelas servem como subsídios para o planejamento de diversas atividades na região. Quanto a secagem de grãos por ar natural, na totalidade das pântadas, os valores indicam uma impossibilidade do uso dessa tecnologia, portanto neste caso, sistemas de aquecimento complementar se fazem necessários.

⁷Valor correspondente a 29 graus de liberdade, pois, a distribuição dos valores transformados para a primeira pântada de Janeiro, como para as demais, compõem-se de 30 anos de observações.

Tabela 2. Umidade relativa máxima (%) para diferentes pênadas de janeiro e para diferentes probabilidades de ocorrência (α), tal que $P(U_{R_M} \leq \%) = \alpha$, em Pelotas RS.

a	PEN - 1 01-05/01	PEN - 2 06-10/01	PEN - 3 11-15/01	PEN - 4 16-20/01	PEN - 5 21-25/01	PEN - 6 26-30/01
0,990	95,3	97,9	99,5	97,2	97,5	97,3
0,975	93,6	96,2	97,5	95,5	95,7	95,6
0,950	92,0	94,7	95,7	94,0	94,1	94,2
0,925	91,0	93,8	94,5	93,0	93,0	93,2
0,900	90,2	93,0	93,6	92,3	92,2	92,5
0,875	89,6	92,4	92,8	91,6	91,5	91,8
0,850	88,9	91,8	92,1	91,1	90,8	91,3
0,825	88,4	91,3	91,5	90,6	90,3	90,8
0,800	87,9	90,8	90,9	90,1	89,8	90,3
0,775	87,4	90,4	90,4	89,6	89,3	89,9
0,750	87,0	90,0	89,8	89,2	88,8	89,5
0,725	86,6	89,6	89,3	88,8	88,4	89,1
0,700	86,2	89,2	88,8	88,4	87,9	88,7
0,675	85,8	88,8	88,4	88,0	87,5	88,4
0,650	85,4	88,4	87,9	87,6	87,1	88,0
0,625	85,0	88,1	87,4	87,3	86,7	87,6
0,600	84,6	87,7	87,0	86,9	86,3	87,3
0,575	84,2	87,3	86,5	86,5	85,8	86,9
0,550	83,8	87,0	86,0	86,2	85,4	86,6
0,525	83,4	86,6	85,6	85,8	85,0	86,2
0,500	83,0	86,3	85,1	85,4	84,6	85,9
0,475	82,6	85,9	84,6	85,1	84,2	85,5
0,450	82,2	85,5	84,1	84,7	83,7	85,1
0,425	81,8	85,1	83,6	84,3	83,3	84,8
0,400	81,4	84,7	83,1	83,9	82,8	84,4
0,375	80,9	84,3	82,5	83,5	82,4	84,0
0,350	80,5	83,9	82,0	83,0	81,9	83,6
0,325	80,0	83,5	81,4	82,6	81,4	83,1
0,300	79,5	83,0	80,7	82,1	80,8	82,7
0,275	78,9	82,5	80,0	81,6	80,2	82,2
0,250	78,3	82,0	79,3	81,1	79,6	81,7
0,225	77,7	81,4	78,5	80,5	78,9	81,1
0,200	77,0	80,8	77,7	79,8	78,2	80,5
0,175	76,3	80,1	76,7	79,1	77,4	79,8
0,150	75,4	79,3	75,5	78,3	76,4	79,1
0,125	74,3	78,4	74,2	77,4	75,3	78,2
0,100	73,1	77,3	72,5	76,3	74,0	77,1
0,075	71,5	75,9	70,4	74,8	72,2	75,8
0,050	69,2	73,9	67,1	72,7	69,7	73,8
0,025	64,9	70,5	60,7	69,1	65,0	70,5
0,010	58,3	65,4	48,1	63,7	57,4	65,6

AMARAL, E.; BAPTISTA DA SILVA, J.; BASSOLS, M.C. **Tabelas de probabilidades da temperatura mínima em Pelotas, RS (média das mínimas e mínima absoluta)**. Brasília: Departamento Nacional de Meteorologia, 1975, 61 p. (Boletim Técnico n.9).

AMARAL, E.; BAPTISTA DA SILVA, J.; BASSOLS, M.C. **Temperatura mínima em Pelotas, RS (média das mínimas e mínima absoluta) - Tabelas de Probabilidades**. Pelotas: Instituto de Física e Matemática, UFPel, 1976, 39 p. (Boletim Técnico n. 1).

ASSIS, F.N.; ARRUDA, H. V.; PEREIRA, A.R., **Aplicações de estatística à climatologia. Teoria e prática**. Pelotas: Editora e Gráfica Universitária – UFPel, 1996. 161 p.

BAPTISTA DA SILVA, J. **Tabelas de probabilidades das precipitações pluviométricas máximas pentadais em Pelotas, RS**. Pelotas: UFPel, 1979, 144 p. Tese (Professor Titular). Concurso Público para Professor Titular em Estatística Experimental e Computação Eletrônica, Instituto de Física e Matemática, Universidade Federal de Pelotas, 1979.

BAPTISTA DA SILVA, J., AMARAL, E. **Precipitações pluviométricas em Pelotas, RS (totais pentadais e máximas pentadais) - Tabelas de Probabilidades**. Pelotas: Editora da Universidade Federal de Pelotas, 1984, 41 p.

BAPTISTA DA SILVA, J.; AMARAL, E. Probabilidades das precipitações pluviométricas em Pelotas. RS. **Revista Brasileira de Meteorologia**, São Paulo, v. 2, n. 1, p. 167-177, 1987.

BAPTISTA DA SILVA, J.; SCHONS, R.L.; LARROZA, E.G. Probabilidades de ocorrência de rajadas máximas

Referências Bibliográficas

AMARAL, E.; BAPTISTA DA SILVA, J. **Tabela de probabilidades das precipitações pluviométricas em Pelotas, RS**. Pelotas: Instituto de Pesquisa e Experimentação Agropecuárias do Sul, 1970, 27 p. (Circular n. 44).

de vento em Pelotas, RS. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Santa Maria, v. 5, n. 2, p. 237-240, 1997.

BAPTISTA DA SILVA, J.; LARROZA, E.G. Probabilidades de ocorrência de diferentes velocidades dos ventos em Pelotas, RS. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Santa Maria, v. 7, n. 1, p. 91-99, 1999.

BARGER, G.L.; SHAW, R.H.; DALE, R.R. **Changes of receiving selected amounts of precipitation in the north central region of the United States**. Ames: Iowa University, 1959. 277 p.

COLIGADO, M.C.; BAIER, W.; SLY, W.K. **Risk analysis of weekly climatic data for agricultural and irrigation planning - Wistaria, British Columbia**, Ottawa: Plant Research Institute, 1969. 23 p. (Tech. 77).

CONOVER, W.J. **Practical nonparametric statistics**. 2. ed., New York: John Wiley, 1980. 493 p.

CUNHA, O.P. **Controle de qualidade da massa de grãos**. Porto Alegre: Dryeration, 2000. 183 p. (Apostila).

DIXON, W.J., MASSEY JR., F.J. **Introducion to statistical analysis**. Tokio: McGraw-Hill Kogakusha Ltda. 1969, 639 p.

FISHER, R.A. **Statistical methods for research workers**. 8. ed.. London: Oliver and Boyd, 1941, 35 p.

GIBBONS, J.D. **Nonparametric statistical inference**. New York: MacGraw-Hill Book Company. 1971. 306 p.

KENDALL, M.G., STUART, A. **The advanced theory of statistics**. v. 1 London: Charles Griffin, 1958, 433 p.

LASSERAN, R.A. **Aeração de grãos**. Viçosa: Centro Nacional de Treinamento em Armazenagem, 1981. 131 p.

MOTA, F.S. **Meteorologia Agrícola**, 5. ed., São Paulo: Nobel. 1981. 376 p.

PEREIRA, J.A.M., QUEIROZ, D.M. Principios de secado de granos. Psicrometria higroscopia. Oficina regional de la FAO para América Latina y el Caribe, Santiago 1991. **Anais...**Santiago: FAO, 1991. 72 p.

POPINIGIS, F. **Fisiologia da semente**. Brasília: AGIPLAN, 1977. 289 p.

PUZZI, D. **Abastecimento e armazenagem de grãos**. Campinas: Instituto Campineiro de Ensino Agrícola, 1986. 603 p.

SAUER, D.B. **Storage of cereal grains and their products**. St. Paul: American Association of Cereal Chemists. 1992. 615 p.

SHAPIRO, S.S. **How to test normality and other distributional assumptions**. 2. ed., v. 3, Wisconsin: American Society for Quality Control, 1990. 92 p.

STUFF, R. **Probabilidades de lluvias en la zona de la Estación Experimental Agropecuária Pergamino**. Pergamino: Estación Experimental Agropecuária Pergamino/ INTA, 1969, 61 p. (Informe Técnico n. 93).