

VARIABILIDADE AMOSTRAL DAS SÉRIES MENSAIS DE PRECIPITAÇÃO PLUVIAL EM DUAS REGIÕES DO BRASIL: PELOTAS-RS E CAMPINAS-SP

GABRIEL CONSTANTINO BLAIN¹, MARY TOSHIE KAYANO², MARCELO BENTO PAES DE CAMARGO³ E JORGE LULU⁴

¹Instituto Agronômico De Campinas (Iac/apta/saa), Campinas - SP,

²Instituto Nacional De Pesquisas Espaciais, Centro de Previsão de Tempo e Estudos Climáticos, São José dos Campos – SP.

³Instituto Agronômico de Campinas (Iac/apta/saa), Campinas - SP,

⁴Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”/usp, Piracicaba, SP,

gabriel@iac.sp.gov.br, mary.kayano@cptec.inpe.br, mcamargo@iac.sp.gov.br, j_lulu@yahoo.com

Recebido Junho 2008 - Aceito Janeiro 2009

RESUMO

O presente trabalho avaliou a variabilidade amostral dos parâmetros da distribuição gama, relativos a séries mensais de precipitação pluvial, nas regiões de Campinas-SP e Pelotas-RS, que têm dados para os períodos de 1890-2006 e 1890-2005, respectivamente. Assim, os espaços amostrais considerados foram de 58, 39 e 29 anos para Campinas e 58 e 29 anos para Pelotas. As análises foram feitas usando o teste da razão da máxima verossimilhança. Os resultados apontaram significativas alterações amostrais. Não houve indicações de tendências contínuas (redução ou aumento) no regime mensal de precipitação pluvial na região de Campinas-SP. Em contrapartida, esse teste indicou, para a localidade de Pelotas-RS, tendência de elevação no regime desse elemento meteorológico ocorrida entre as amostras relativas aos anos de 1948 a 1976 e 1977 a 2005.

Palavras-Chave: espaço amostral, teste da razão da máxima verossimilhança

ABSTRACT: SAMPLE VARIABILITY OF MONTHLY PRECIPITATION SERIES IN TWO REGIONS OF BRAZIL:PELOTAS-RS AND CAMPINAS-SP

The present work evaluated the sample variability of the Gamma distribution parameters fitted to monthly precipitation series in the regions of Campinas-SP and Pelotas-RS, which have data for the 1890-2006 and 1890-2005 periods, respectively. So, the sample spaces considered were of 58, 39 and 29 years for Campinas, and of 58 and 29 years for Pelotas. Analyses were done using the likelihood ratio test. The analyses showed significant sample alterations. No trend was detected in monthly precipitation series of the region of Campinas-SP. Increasing trends was detected in the monthly precipitation series of the region of Pelotas-RS considering the 1948 to 1976 and 1977 to 2005 samples.

Key Words: sample space, likelihood ratio test

1. INTRODUÇÃO

O estudo do clima é normalmente realizado por meio da análise da variabilidade espaço-temporal dos elementos meteorológicos observados em uma região. O primeiro passo dessa análise é verificar a confiabilidade (ou consistência) dos dados sob estudo. De acordo com a OMM (1966), descontinuidades na série, devido à re-locação da estação meteorológica e crescimento urbano próximo ao posto, são exemplos de fatores que podem chegar a inviabilizar o uso de uma série meteorológica para a caracterização climática

de uma região. Ainda nesse sentido, outro aspecto importante é o comprimento de tais séries. Segundo Panofsky e Brier (1968), quanto mais longas forem essas séries, maior será a confiabilidade da caracterização climática. Entretanto, segundo esses autores, o homem, devido a diversos fatores, normalmente faz perguntas como: Qual é o menor número de dados que pode ser usado em uma caracterização climática confiável? Ainda de acordo com Panofsky e Brier (1968), parte dessa questão é respondida por meio da teoria da amostragem (sample theory). É importante ressaltar que a OMM (1975), com base em princípios estatísticos de tendência de valor médio, indica que o clima de

uma dada região deve ser caracterizado com base no período mínimo de 30 anos.

Sob o ponto de vista estatístico, pode-se dizer que o objetivo de uma caracterização é descrever as características inerentes a uma população. Em outras palavras, hipóteses levantadas sobre uma dada população são confirmadas (ou negadas) por meio de um espaço amostral. Analogamente, em termos de caracterização climática, é desejado que as inferências realizadas sobre uma amostra (relativa, por exemplo, aos anos de 1961 a 1990) sejam válidas para um período futuro (1991 a 2020, por exemplo). Não há, entretanto, indicações exatas que determinem se as inferências realizadas com base em um período amostral, devem ser vistas apenas como características da amostra, ou podem ser extrapoladas para períodos futuros. Com isso, torna-se evidente a importância do estudo das variações paramétricas observadas em diferentes períodos amostrais.

Sob o ponto de vista da estatística climatológica, investigações sobre variações amostrais auxiliam, por exemplo, na detecção de possíveis alterações no regime esperado de variáveis meteorológicas, como as indicadas pelos os relatórios do IPCC (2001 e 2007). Nesse sentido, pode ser citado o trabalho de Ben-Gai et al., (1998) que, ao dividirem séries anuais de precipitação pluvial, relativas a 60 postos meteorológicos de Israel, em dois espaços amostrais de 30 anos, ajustaram os parâmetros de forma (α) e de escala (β) da distribuição gama incompleta a cada um desses espaços. Após essa etapa, análises

sobre mudanças no regime de precipitação anual em Israel foram feitas por meio da variação dos valores de α e β entre os dois períodos. Blain et al. (2006) realizaram, para a região de Campinas-SP, investigações semelhantes a de Ben-Gai et al., (1998) dividindo a série mensal de Campinas em quatro períodos iguais de 29 anos. Entretanto, Blain et al., (2006) não utilizaram nenhum teste estatístico que determinasse a significância das diferenças dos valores dos parâmetros da distribuição gama, relativos a cada período.

Em termos agrometeorológicos, uma aplicação prática da teoria da amostragem é exemplificada pelo método do zoneamento agrícola. Esse modelo analisa, entre outros parâmetros, o potencial de atendimento hídrico às culturas de uma determinada região. Entre as diversas etapas utilizadas na análise desse potencial pode-se citar o ajuste de séries mensais de precipitação pluvial à função densidade de probabilidade gama (FDPG). A estimação dos parâmetros α e β da FDPG é realizada por meio de um período amostral, o qual é usualmente escolhido com base na disponibilidade de dados da localidade. Alfonsi et al., (1998) utilizaram a distribuição gama incompleta para avaliar a disponibilidade hídrica no solo para a cultura do milho no estado de São Paulo, em função de diferentes épocas de semeadura e cultivo.

Considerando que a precipitação pluvial (PRE) é, no Brasil, a principal fonte de água para a agricultura sendo, com isso, a maior responsável pelas quebras (ou sucessos) da

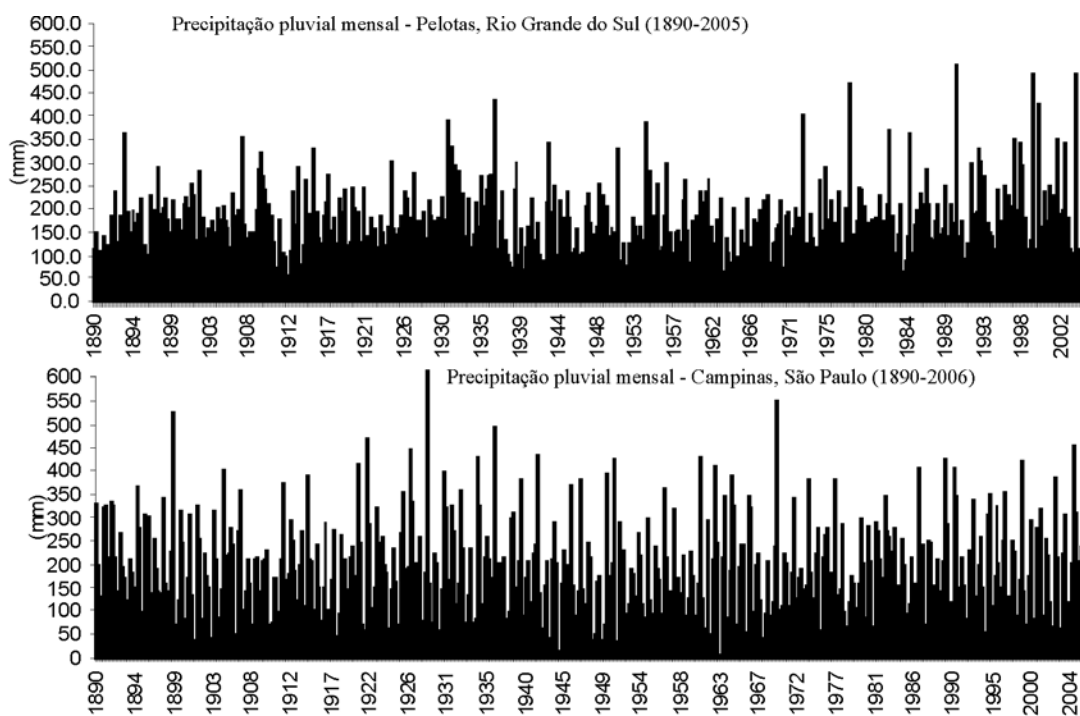


Figura 1 - Séries temporais mensais de precipitação pluvial nas localidades de Pelotas, RS e Campinas, SP

produção de alimentos, torna-se importante investigar o efeito da adoção de diferentes espaços amostrais na caracterização climática das séries mensais desse elemento meteorológico.

Dessa forma, o trabalho avaliou a variabilidade amostral dos parâmetros da distribuição gama, relativos a séries mensais de precipitação pluvial, nas regiões de Campinas-SP e Pelotas-RS, para possível aplicação na elaboração do zoneamento agrícola, bem como para um maior entendimento do tema variações/mudanças climáticas.

2. MATERIAL E MÉTODOS

Foram utilizados dados mensais de precipitação pluvial dos postos meteorológicos dos municípios de Campinas-SP (22°54'S; 47°05'W; 669 m), pertencente ao Instituto Agrônomo da Secretaria de Agricultura e Abastecimento, e de Pelotas-RS (31°45'S; 52°21'W; 7 m) pertencente à Universidade Federal de Pelotas no período de 1890 a 2005. São ilustradas na Figura 1 as séries temporais relativas à essas duas localidades.

A caracterização do regime de precipitação pluvial foi realizada por meio do ajuste das séries empíricas à distribuição gama. A expressão da FDPG, de acordo com Wilks (2006) para uma variável X é:

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

Em que $T(\alpha)$ é a função gama, e os dois parâmetros α e β são parâmetros de forma e escala da distribuição. A média aritmética da distribuição pode ser obtida pelo produto ($\alpha * \beta$) e a variância pelo produto ($\alpha * \beta^2$). Como a função gama é indefinida para $X = 0$ e a distribuição de precipitação pode conter zeros, a probabilidade cumulativa torna-se:

$$H(X) = q + (1-q)g(X) \quad (2)$$

$$q = (m/n) \quad (3)$$

Em que q é a probabilidade de ocorrência de precipitação zero, m é o número de observações com chuva igual a zero e n é o número de observações com chuva maior do que zero. Os parâmetros α e β foram calculados pelo método da máxima verossimilhança, como recomendado por Thom (1966). A FDPG assume diversas formas, de acordo com a variação de α : valores desse parâmetro inferiores a 1 resultam em uma distribuição fortemente assimétrica (forma exponencial) com $g(X)$ tendendo ao infinito para X tendendo a 0. Em $\alpha = 1$ a função intercepta o eixo vertical em $1/\beta$ para $X = 0$. O aumento da magnitude desse parâmetro diminui o grau de assimetria (desvio em relação à moda) da distribuição (a densidade de probabilidade

desloca-se para a direita). Valores de α maiores que 1 resultam na FDPG com ponto máximo (moda) em $\beta*(\alpha-1)$. O teste de aderência Kolmogorov-Smirnov, conforme descrito em Wilks (2006), foi empregado para verificar o ajuste das séries de precipitação pluvial utilizadas neste trabalho à FDPG, ao nível de significância 1, 5 e 10%.

Um dos métodos mais empregados para avaliações de diferenças estatísticas entre duas amostras é o teste t-Student. Este teste normalmente é utilizado para verificar se as médias aritméticas de distintas amostras podem ser consideradas diferentes a um dado nível de significância pré-estabelecido. Entretanto, de acordo com Wilks (2006), para o caso de variáveis que apresentam elevados valores de suas medidas de dispersão, a robustez desse teste fica comprometida. Considerando que (por exemplo) nos meses de inverno no estado de São Paulo, a PRE mensal chega a apresentar desvios padrão de magnitudes superiores à média aritmética (Blain et al., 2006), torna-se importante avaliar métodos alternativos que analisem a variabilidade amostral da PRE mensal. É também recomendável que tais métodos considerem o tipo de distribuição (no caso gama) que esse elemento meteorológico possui (Schickedanz e Krause, 1969).

O teste da razão da verossimilhança (Λ^*) é indicado por Schickedanz e Krause (1969) e Wilks (2006) como sendo uma interessante alternativa para verificar se distintos períodos de uma série histórica de PRE mensal podem ser considerados oriundos da “mesma distribuição gama”. Este teste compara a verossimilhança associada a uma hipótese de nulidade (H_0) à verossimilhança associada a uma hipótese alternativa H_A , quando os parâmetros k_0 e k_A devem ser ajustados pelo método da máxima verossimilhança. Sob H_0 , e dado que o tamanho da amostra é grande, a distribuição da amostra é chi-quadrado com $v = k_A - k_0$ graus de liberdade. A distribuição chi-quadrado é um caso especial da distribuição gama com $\alpha = v/2$ e $\beta = 2$.

Ho considera que os distintos períodos sob teste pertencem a “mesma distribuição gama” e é rejeitada, quando a verossimilhança associada a H_A (aqui definida como “ H_0 não é verdadeira”) é suficientemente elevada para que a diferença estatística entre os períodos seja improvável ter resultado das variações amostrais. O teste foi aplicado para as regiões de Campinas-SP e Pelotas-RS nos seguintes espaços amostrais: 1890 a 1918, 1919 a 1947, 1948 a 1976 e 1977 a 2005; 1890 a 1947 e 1948 a 2005. Devido à disponibilidade de dados, na região de Campinas foi também utilizado o período de 1890 a 2006 a fim de obterem-se três espaços amostrais de 39 anos: 1890 a 1928, 1929 a 1967 e 1968 a 2006. O teste é definido por Wilks (2006) da seguinte forma:

$$\Lambda^* = 2\text{Ln}[\Lambda(H_A)/\Lambda(H_0)] = 2[L(H_A) - L(H_0)] \quad (4)$$

Considerando-se as amostras 1890/1947 e 1948/2005 o teste é calculado por:

$$\Lambda^* = 2 \left\{ \left[\sum_{i=1890}^{1947} L_1(\alpha_1, \beta_1; x_i) + \sum_{i=1948}^{2005} L_1(\alpha_2, \beta_2; x_i) \right] - \left[\sum_{i=1890}^{2005} L_1(\alpha, \beta; x_i) \right] \right\} \quad (5)$$

Ho é rejeitado se o valor de Λ^* for superior ao valor crítico da distribuição chi-quadrado para um dado quantil (calda direita). Na condução do teste Λ^* , v depende do número de parâmetros ajustados k_A e k_0 . Para dois sub-períodos tem-se duas distribuições gama e uma distribuição gama para o período, portanto k_A e k_0 são 4 e 2, e $v=2$. Assim, para três e quatro sub-períodos, tem-se $v=4$ e $v=6$, respectivamente. Portanto, considerando-se 2, 3 e 4 sub-períodos e adotando o quantil 0,90, os valores críticos são: 4,605; 7,779 e 10,645, respectivamente. O teste é significativo apenas quando Λ^* for maior ou igual ao valor crítico adotado.

Conforme descrito acima, o teste da razão da verossimilhança exige que as amostras sejam ajustadas à uma distribuição teórica conhecida (no caso a gama). Esse tipo de teste é denominado paramétrico. Os chamados “teste não paramétricos”, como por exemplo o teste U de Mann-Whitney, não necessitam do ajuste dos dados empíricos à uma distribuição paramétrica conhecida. Essa característica faz com que esse último “tipo de teste”, seja também, uma interessante alternativa para a análise de tendências/variações de ordem climática.

Entretanto, de acordo com Dale (1968), o fato de um evento não ser registrado em uma amostra (probabilidade empírica igual a zero) não significa que ele não esteja (ou não estará) contido na população. Nesses casos, a distribuição empírica não refletirá todas as possíveis sucessões dos tipos de tempo locais, fazendo-se necessário o uso de distribuições teóricas paramétricas (Dale 1968). Sob esse mesmo aspecto, Sansígolo e Nery (2000) afirmam que quando bem ajustados, os modelos teóricos resultam em maior embasamento estatístico da descrição climática, sendo importantes tanto em curtas quanto em longas séries. Especificamente para o teste U, que considera a posição de cada valor no rank de uma amostra organizada de forma crescente (rol), nota-se uma exagerada influência dos valores localizados nos extremos superiores das distribuições. Dessa forma, o teste Λ^* apresentou-se como a melhor alternativa para a verificação da variabilidade amostral dos valores mensais de precipitação pluvial no presente trabalho.

O estudo também considerou a homocedasticidade das variâncias relativas a cada amostra em que as séries de Campinas-SP e Pelotas-RS foram sub-divididas. Essa avaliação foi baseada no teste de Levene (1960) adaptado por Brown e Forsythe (1974). Dada uma série Y com N valores, dividida em K amostras; em que N_i é o número de valores contidos em cada

amostra o teste de Levene (W) pode ser calculado por:

$$W = \frac{(N - k) \sum_{i=1}^k N_i (\bar{Z}_i - \bar{Z})^2}{k - 1 \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k (Z_{ij} - \bar{Z}_i)^2} \quad (6)$$

No presente caso, Z_{ij} foi calculado por:

$$Z_{ij} = |Y_{ij} - Y_i| \quad (7)$$

Em que Y_i é a mediana da i -ésima amostra; \bar{Z}_i é a média aritmética dos valores gerados pela equação 7 e \bar{Z} é a média aritmética de todos os valores da série.

Para este teste, definiu-se Ho como sendo a igualdade estatística entre todas as variâncias de cada amostra (homocedasticidade). Com isso, a rejeição de Ho implica em que, pelo menos uma das variâncias de uma determinada amostra difere das demais. Ho é rejeitada quando $W > F(\alpha', k-1, N-k)$. $F(\alpha', k-1, N-k)$ é o valor crítico superior da distribuição F com $k-1$ e $N-k$ graus de liberdade ao nível de significância $\alpha' = 10\%$ (percentil 0,9; mesmo nível de significância adotado para o teste Λ^*). Dessa forma, os valores críticos para o teste W considerando-se as amostras de 58, 39 e 29 anos são 2,75; 2,35 e 2,13, respectivamente.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

São ilustrados nas Figuras 2 e 3 os valores dos parâmetros α e β , bem como a forma gráfica das FDPG mensais, relativas aos postos meteorológicos dos municípios de Campinas-SP e Pelotas, respectivamente.

Analisando-se a Figura 2 nota-se significativas mudanças nas formas das FDPG ao longo do ano. O período de dezembro a fevereiro é caracterizado por altos valores do parâmetro α , indicando distribuições próximas à normal, em que são esperados os maiores totais mensais de precipitação pluvial. Em contrapartida, os meses de maio a agosto, podem ser caracterizados pelos baixos valores do parâmetro α , indicando uma distribuição fortemente assimétrica, chegando, no mês de julho, a assumir a forma “j” invertida ($\alpha < 1$). Neste período em especial, o uso da média aritmética mensal como patamar de precipitação climatologicamente esperado deve ser evitado. Os meses de março, abril, setembro, outubro e novembro podem ser vistos como meses de transição entre o período chuvoso e o seco.

De forma geral, é importante ressaltar que no mês de outubro são realizadas as fases de plantio/semeadura/poda do calendário agrícola da região de Campinas-SP. Neste aspecto, o considerável grau de assimetria das séries relativas a esse período de transição, pode dificultar o planejamento agrícola no tocante ao atendimento às necessidades hídricas das culturas.

Ao contrário do observado na região de Campinas-SP (que possui uma estação seca definida – maio a agosto), a análise da Figura 3 não revela, na região de Pelotas-RS, significativas alterações nas formas das FDPG ao longo do ano, demonstrando que as chuvas são distribuídas de forma semelhante ao longo do ano. É interessante observar que todas as séries mensais da região de Pelotas-RS apresentam graus de assimetria semelhantes aos observados nos meses de transição de março,

abril, outubro e novembro, da região de Campinas-SP. Essa característica dificulta o planejamento agrícola tanto sob o ponto de vista de reposição das perdas por evapotranspiração de uma cultura, quanto para as atividades de secagem e armazenagem de grãos na região de Pelotas-RS.

À exceção do mês de fevereiro na localidade de Pelotas-SP, todos os demais agrupamentos mensais apresentaram valores do teste W dentro do limite de significância 10% (as variâncias

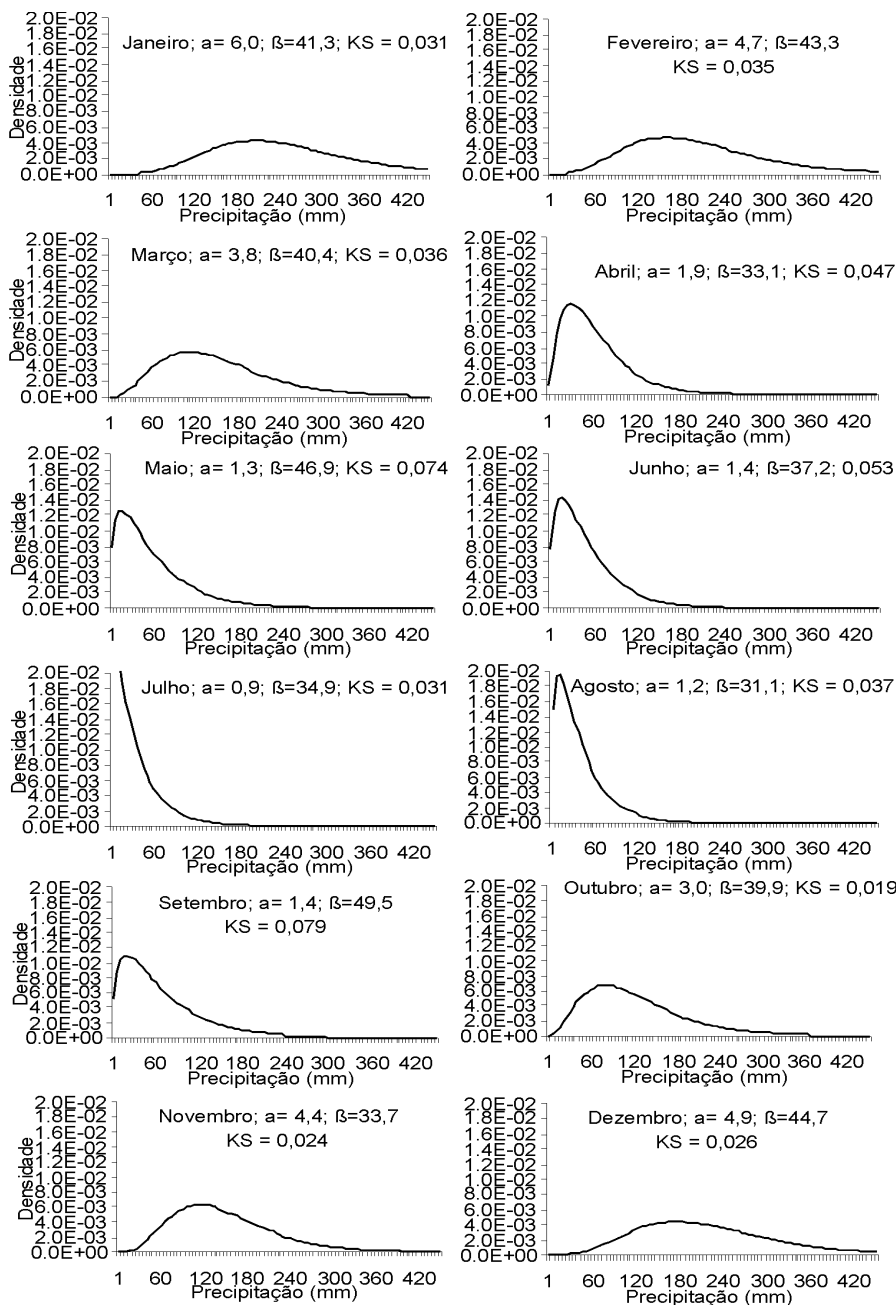


Figura 2 - Forma gráfica das funções densidade de probabilidade gama, relativas aos dados de precipitação mensal da região de Campinas, estado de São Paulo, Brasil (1890 a 2005). O símbolo KS indica o valor do teste Kolmogorov Smirnov em cada amostra mensal. Os valores críticos desse teste a 1, 5 e 10% de significância são 0,150; 0,125 e 0,113, respectivamente.

de cada série mensal e em cada amostra podem ser consideradas homogêneas). A série mensal de fevereiro, relativa à localidade de Pelotas-RS, quando dividida em duas amostras apresentou o valor de $w = 4, 26$; ao passo que, considerando-se quatro amostras, essa série apresentou $w = 3,01$. Esses resultados serão posteriormente comparados aos do teste Λ^* .

São apresentados na Tabela 1 os valores de Λ^* calculados com base nos espaços amostrais de 1890 a 1947 e 1948 a 2005 para a região de Campinas-SP.

O considerável grau de incerteza envolvido em caracterizações destinadas a estabelecer um ritmo provável (ou climatologicamente esperado) da PRE na região de Campinas pode ser analisado por meio da comparação das Tabelas 1 e 2. Com base nos períodos de 58 anos, por exemplo, todos as amostras podem ser consideradas provenientes de populações com “as mesmas distribuições gama”. Em contrapartida, considerando-se os períodos de 39 anos (Tabela 2), as amostras relativas aos meses de fevereiro, maio, agosto,

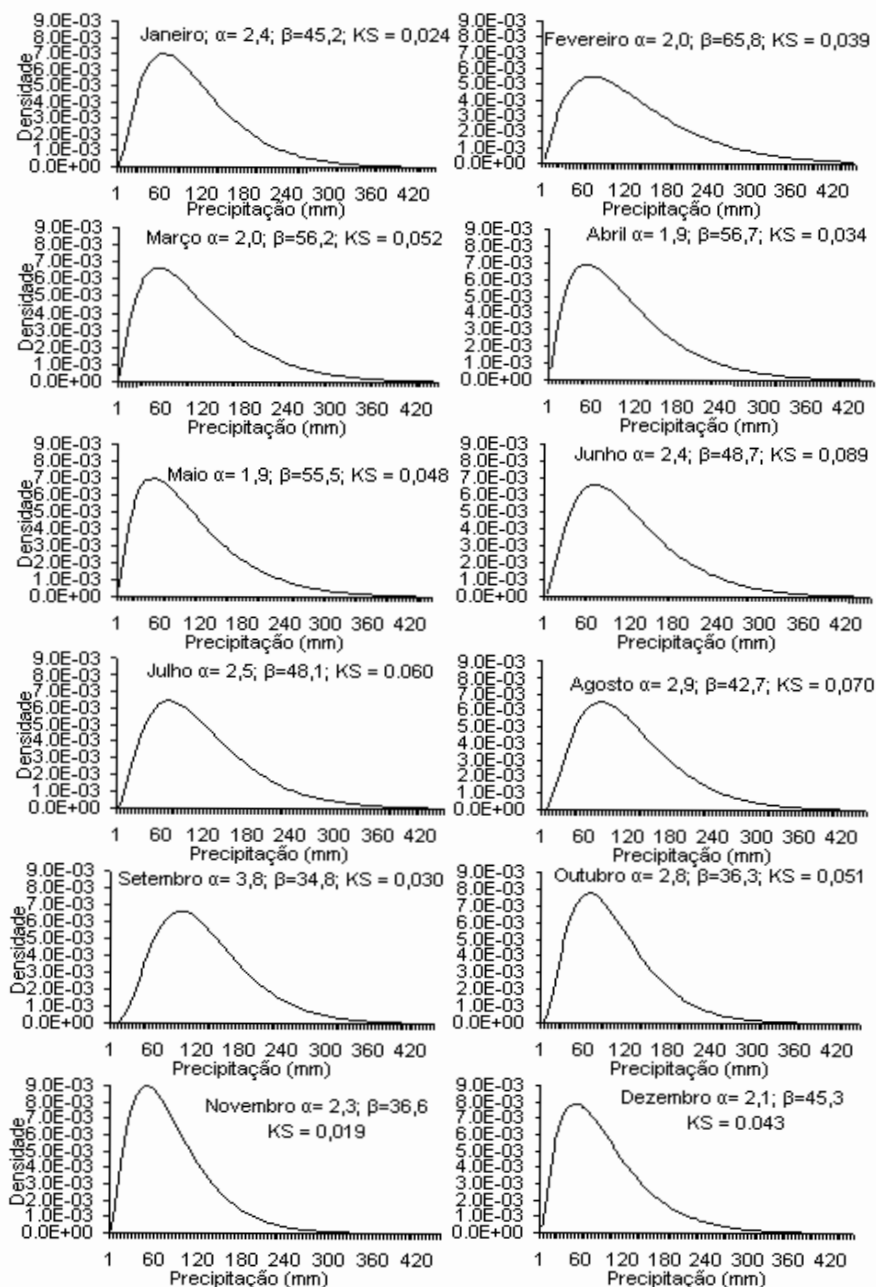


Figura 3 - Forma gráfica das funções densidade de probabilidade gama, relativas aos dados de precipitação mensal da região de Pelotas, estado do Rio Grande do Sul, Brasil (1890 a 2005). O símbolo KS indica o valor do teste Kolmogorov Smirnov em cada amostra mensal. Os valores críticos desse teste a 1, 5 e 10% de significância são 0,150; 0,125 e 0,113, respectivamente.

setembro, e dezembro podem ser consideradas oriundas de “distintas distribuições gama”. Para os períodos de 29 anos, essa última característica é observada apenas nas amostras relativas aos meses de maio, setembro e outubro (Tabela 2). Neste caso, o aumento do tamanho da amostra de 29 para 39 anos não resultou em estabilização dos parâmetros estatísticos. Tal característica é especialmente crítica, devido ao fato de

métodos agrometeorológicos, como o zoneamento agrícola, normalmente utilizarem períodos iguais a 30 anos (como a normal climatológica de 1961 a 1990) na quantificação do potencial hídrico de uma região.

Após a detecção de Λ^* significativos, é interessante realizar inferências sobre quais períodos apresentaram queda (ou aumento) no regime de precipitação pluvial. Dessa forma, após

Tabela 1 - Valores dos parâmetros de forma (α) e de escala (β) das funções densidade de probabilidade gama relativas aos períodos de 1890 a 1947 e 1948 a 2005, teste da razão da máxima verossimilhança (Λ^*) para Campinas, Estado de São Paulo, Brasil

| Mês | 1890/1947 | | 1948/2005 | | Λ^* |
|------|-----------|---------|-----------|---------|-------------|
| | α | β | α | β | |
| Jan | 6,52 | 37,82 | 5,56 | 44,79 | 0.523 |
| Fev | 5,26 | 38,87 | 4,19 | 47,43 | 0.857 |
| Mar | 3,25 | 46,49 | 4,54 | 33,96 | 1.749 |
| Abr | 1,73 | 34,81 | 2,15 | 30,84 | 1.045 |
| Maio | 1,38 | 39,28 | 1,22 | 53,84 | 1.339 |
| Jun | 1,11 | 44,82 | 0,92 | 48,95 | 0.036 |
| Jul | 0,74 | 38,19 | 0,74 | 41,93 | 0.217 |
| Ago | 0,93 | 37,87 | 0,74 | 43,04 | 1.809 |
| Set | 1,69 | 43,85 | 1,09 | 55,80 | 4.437 |
| Out | 2,86 | 41,26 | 3,22 | 38,35 | 0.939 |
| Nov | 4,84 | 32,70 | 4,18 | 32,84 | 3.145 |
| Dez | 4,09 | 55,83 | 6,33 | 33,60 | 3.258 |

Tabela 2 - Valores do fator $\sum L(\alpha, \beta; x_i)$ e do teste da razão da máxima verossimilhança (Λ^*) para Campinas, Estado de São Paulo, Brasil

| Mês | 1890/1928 | | 1929/1967 | | 1968/2006 | | Λ^* | | |
|------|-----------|---------|-----------|---------|-----------|---------|-------------|---------|-------------|
| | α | β | α | β | α | β | | | |
| Jan | 8,66 | 28,47 | 5,30 | 45,94 | 5,25 | 48,17 | 3,260 | | |
| Fev | 4,81 | 41,55 | 7,96 | 26,86 | 3,37 | 56,68 | 8,693* | | |
| Mar | 3,04 | 52,49 | 4,50 | 32,34 | 4,30 | 35,84 | 2,628 | | |
| Abr | 1,88 | 33,50 | 1,90 | 30,34 | 2,01 | 34,10 | 0,774 | | |
| Maio | 1,18 | 44,45 | 0,88 | 54,55 | 1,64 | 45,07 | 16,501* | | |
| Jun | 1,30 | 42,29 | 1,01 | 39,99 | 0,85 | 54,10 | 2,499 | | |
| Jul | 0,73 | 42,13 | 0,72 | 32,97 | 0,82 | 42,09 | 2,564 | | |
| Ago | 1,22 | 29,31 | 0,69 | 44,74 | 0,75 | 44,65 | 10,827* | | |
| Set | 1,84 | 40,70 | 0,99 | 57,51 | 1,44 | 48,23 | 9,615* | | |
| Out | 2,65 | 42,78 | 4,74 | 27,33 | 2,54 | 46,39 | 5,327 | | |
| Nov | 4,06 | 40,18 | 4,71 | 29,75 | 4,86 | 29,04 | 2,909 | | |
| Dez | 4,39 | 49,58 | 3,58 | 64,64 | 11,22 | 18,99 | 13,607* | | |
| Mês | 1890/1918 | | 1919/1947 | | 1948/1976 | | 1977/2005 | | Λ^* |
| | α | β | α | β | α | β | α | β | |
| Jan | 8,22 | 29,37 | 5,43 | 46,31 | 5,81 | 41,61 | 5,39 | 47,64 | 2,321 |
| Fev | 6,45 | 31,39 | 4,45 | 46,37 | 5,26 | 41,41 | 3,71 | 48,44 | 5,253 |
| Mar | 3,48 | 45,22 | 3,08 | 47,03 | 4,70 | 31,17 | 4,49 | 36,10 | 2,923 |
| Abr | 1,78 | 33,89 | 1,69 | 35,73 | 3,23 | 19,31 | 1,65 | 42,73 | 5,431 |
| Maio | 2,77 | 23,58 | 1,03 | 42,89 | 1,01 | 48,85 | 1,85 | 44,23 | 21,278* |
| Jun | 1,28 | 37,90 | 0,98 | 51,78 | 1,09 | 41,65 | 0,80 | 55,89 | 0,680 |
| Jul | 0,78 | 36,72 | 0,71 | 39,60 | 0,66 | 47,72 | 0,83 | 36,19 | 4,675 |
| Ago | 1,29 | 27,22 | 0,74 | 47,84 | 0,76 | 43,44 | 0,72 | 42,48 | 10,223 |
| Set | 3,45 | 21,28 | 1,15 | 64,99 | 0,98 | 52,95 | 1,27 | 54,59 | 18,518* |
| Out | 2,88 | 40,97 | 2,84 | 41,54 | 7,94 | 16,44 | 2,08 | 55,75 | 14,607* |
| Nov | 3,66 | 45,77 | 7,58 | 19,69 | 3,50 | 38,60 | 5,23 | 26,68 | 9,256 |
| Dez | 4,42 | 48,85 | 3,89 | 61,93 | 4,87 | 42,02 | 9,36 | 23,62 | 7,753 |

* Espaços amostrais provenientes de distintas populações considerando-se o quantil 0,90

a detecção de Λ^* significativos, realizou-se análises relativas aos valores dos parâmetros de forma e escala das FDPGs a fim de avaliar as alterações no regime de precipitação indicadas pelo teste Λ^* .

Comparando-se as amostras de 39 anos, nota-se, no mês de fevereiro, que o período de 1929 a 1967 apresentou o maior regime de precipitação, ao passo que nos últimos 39 anos dessa série observa-se intensificação na potencialidade de ocorrência de secas meteorológicas. Em contrapartida, no mês de maio, houve acentuada elevação do parâmetro α na amostra relativa aos anos de 1968 a 2006 (aumento no regime de precipitação). Para os meses de maio, agosto e setembro os menores regimes de precipitação ocorrem no período de 1929 a 1967. Para o mês de dezembro, verifica-se, nos últimos 39 anos da série, considerável aumento no parâmetro α e forte queda no parâmetro β , indicando, com isso uma distribuição próxima à Gaussiana. Essa característica indica que no período de 1968 a 2006 houve um aumento da probabilidade de ocorrência dos valores próximos à média aritmética dessa amostra..

Comparando-se as amostras de 1890 a 1918, 1919 a 1947, 1948 a 1976 e 1977 a 2005; nota-se, para os últimos 29 anos da série relativa ao mês de maio, considerável aumento no regime de precipitação nos últimos 29 anos da série. Para o mês de setembro, observa-se na amostra relativa aos anos de 1948 a 1976, acentuada queda no regime de precipitação com a FDPG assumindo a forma exponencial (parâmetro α inferior a 1). Ainda para essa série mensal, nos anos de 1890 a 1918 observam-se os maiores totais de precipitação pluvial, ao passo que os períodos de 1919 a 1947 e 1977 a 2005 apresentam regime de precipitação semelhantes. Em contrapartida, no mês de outubro, observa-se, na amostra relativa aos anos de 1948 a 1976, elevado aumento no parâmetro α (7,84; Tabela 2), indicando uma distribuição próxima à Gaussiana.

As análises relativas a Tabela 2 ilustram a elevada variabilidade amostral presente no regime de precipitação da localidade de Campinas-SP. Entretanto, não há indícios, (utilizando-se o teste Λ^*) de tendências contínuas de elevação ou queda no regime de precipitação pluvial nessas séries mensais. Nesse sentido, é importante ressaltar que Vicente et al. (2005) indica, para a região sul da América do Sul (considerando os anos de 1960 a 2000), uma tendência de elevação no regime desse elemento meteorológico. Segundo esses autores, essa elevação é explicada pela tendência de ocorrência de valores mais negativos do índice da oscilação sul (SOI). Entretanto, especificamente para a região de Campinas, Kayano e Blain (2007), indicam que o sinal do El Niño/Oscilação Sul (ENOS) na PRE não é claro. Essa última característica pode justificar a ausência de tendência nas séries mensais de Campinas-SP.

Sob o ponto de vista das implicações agrometeorológicas (independente de suas razões/forçantes físicas), é importante

ressaltar, que políticas de seguro e financiamento do agronegócio são normalmente baseadas na determinação de áreas aptas, marginais ou inaptas (as quais são agrupadas, entre outros fatores, em torno da disponibilidade hídrica regional a uma dada cultura). Nesse sentido, o elevado grau de incerteza de uma caracterização climática, conseqüente das variações amostrais do regime de PRE apresentadas na Tabela 2, deve sempre ser observado na elaboração/limitação do zoneamento agrícola da região de Campinas-SP.

São apresentados na Tabela 3 os valores de Λ^* calculados com base nos espaços amostrais de 1890 a 1947 e 1948 a 2005 para a região de Pelotas-RS.

Assim como observado em Campinas-SP, considerando o quantil 0,9 nota-se, na Tabela 1, que todas as amostras relativas a todos os meses podem ser consideradas oriundas da “mesma distribuição gama”. Na Tabela 4 é apresentada a mesma análise para os espaços amostrais de 29 anos relativos à região de Pelotas-RS.

Considerando o quantil 0,9 nota-se, na Tabela 4, que nos meses de fevereiro, abril, maio e junho, os períodos amostrais de 1890 a 1918, 1919 a 1947, 1948 a 1976 e 1977 a 2005 podem ser considerados como provenientes de populações com distintas distribuições gama, ao passo que os demais meses podem ser considerados oriundos de uma única população. Nos meses em que foram detectados Λ^* significativos, o período de 1948 a 1976 foi o que apresentou o menor regime de precipitação pluvial, observando-se um posterior aumento nos totais mensais desse elemento meteorológico na amostra de 1976 a 2005. Essa característica parece concordar com resultados anteriores (Vincent et al. 2005; Haylock et al. 2006; Alexander et al. 2006), quanto à tendência de elevação do regime de precipitação pluvial, citadas anteriormente.

Tabela 3 - Valores do fator $\sum L(\alpha, \beta; x_i)$ e do teste da razão da máxima verossimilhança (Λ^*) para Pelotas, Estado do Rio Grande do sul, Brasil

| Mês | 1890/1947 | | 1948/2005 | | Λ^* |
|-----|-----------|---------|-----------|---------|-------------|
| | α | β | α | β | |
| Jan | 2,10 | 50,36 | 2,87 | 39,28 | 2.003 |
| Fev | 2,36 | 50,80 | 1,86 | 79,74 | 3.680 |
| Mar | 1,61 | 67,57 | 2,56 | 43,82 | 3.922 |
| Abr | 2,07 | 49,35 | 1,69 | 64,18 | 0.836 |
| Mai | 1,93 | 55,35 | 1,85 | 55,57 | 0.317 |
| Jun | 2,29 | 54,42 | 2,52 | 42,15 | 1.885 |
| Jul | 2,40 | 45,76 | 2,59 | 49,13 | 1.575 |
| Ago | 2,85 | 43,15 | 2,89 | 42,27 | 0.017 |
| Set | 3,72 | 33,90 | 3,93 | 35,18 | 0.723 |
| Out | 2,42 | 41,88 | 3,39 | 30,48 | 1.124 |
| Nov | 2,48 | 29,99 | 2,25 | 41,60 | 3.654 |
| Dez | 2,02 | 43,55 | 2,13 | 46,45 | 0.954 |

Tabela 4 - Valores do fator $\sum L(\alpha, \beta; x_i)$ e do teste da razão da máxima verossimilhança (Λ^*) para Pelotas, Estado do Rio Grande do sul, Brasil

| Mês | 1890/1918 | | 1919/1947 | | 1948/1976 | | 1977/2005 | | Λ^* |
|-----|-----------|---------|-----------|---------|-----------|---------|-----------|---------|-------------|
| | α | β | α | β | α | β | α | β | |
| Jan | 2,51 | 39,49 | 1,83 | 61,32 | 2,80 | 40,36 | 2,94 | 38,21 | 3.369 |
| Fev | 2,53 | 45,35 | 2,24 | 56,07 | 2,41 | 43,66 | 1,98 | 97,01 | 14.647* |
| Mar | 1,44 | 64,96 | 1,95 | 63,50 | 2,72 | 39,95 | 2,44 | 47,60 | 6.853 |
| Abr | 3,27 | 31,95 | 1,54 | 65,12 | 1,50 | 51,07 | 2,76 | 50,65 | 18.297* |
| Mai | 2,07 | 46,44 | 1,87 | 62,93 | 2,80 | 25,86 | 1,76 | 75,29 | 14.054* |
| Jun | 1,48 | 86,53 | 5,91 | 20,47 | 2,31 | 41,54 | 2,90 | 40,09 | 17.711* |
| Jul | 2,46 | 46,92 | 2,37 | 44,01 | 2,89 | 46,69 | 2,38 | 50,08 | 2.897 |
| Ago | 3,60 | 35,13 | 2,38 | 50,32 | 2,87 | 44,65 | 2,95 | 39,43 | 1.885 |
| Set | 3,64 | 35,17 | 3,80 | 32,59 | 3,16 | 44,13 | 5,23 | 26,19 | 3.15 |
| Out | 2,99 | 29,00 | 2,21 | 52,58 | 3,25 | 31,24 | 3,56 | 29,60 | 5.5368 |
| Nov | 2,54 | 33,15 | 2,62 | 24,66 | 2,17 | 37,94 | 2,49 | 42,18 | 8.366 |
| Dez | 2,17 | 47,95 | 2,13 | 33,88 | 2,10 | 42,02 | 2,26 | 48,51 | 6.721 |

* Espaços amostrais provenientes de distintas populações considerando-se o quantil 0,90

Nesse sentido, é interessante ressaltar que diversos trabalhos, como os de Grimm et al. (1996a; 1996b) indicam que no Brasil, o sinal do ENOS ocorre, principalmente por anomalias climáticas de precipitação pluviométrica nas regiões sul e Nordeste. Essa última característica pode explicar a coerência entre essas análises relativas a Tabelas 4 e as indicações citadas anteriormente de tendência de aumento de precipitação no sul do Brasil no período de 1960-2000 (Vincent et al. 2005; Haylock et al., 2006; Alexander et al. 2006).

Em uma primeira análise, pode parecer contraditório que amostras que estavam de acordo com o teste W, apresentaram variâncias homogêneas sejam consideradas oriundas, de acordo com o teste Λ^* , de “distintas distribuições gama”. A interpretação dos resultados de cada teste pode ser melhor entendida por meio do seguinte exemplo hipotético: considerando-se uma série mensal com $N = 116$ valores dividida em duas amostras iguais (P1 e P2) com $N_i = 58$ valores. Adota-se os N_i valores relativos a P1 ($N_i p_1$) iguais aos valores da amostra do mês de janeiro em Campinas-SP relativa aos anos de 1890 a 1947. Adota-se os N_i valores de P2 ($N_i p_2$) como sendo 30% superiores a seus respectivos valores $N_i p_1$, ou seja, $N_i p_2 = 1,30*(N_i p_1)$ para $i = 1...58$. Esse aumento linear de 30% entre P1 e P2 mantém a forma da distribuição (parâmetro α) constante entre as duas amostras. A alteração ocorre somente na escala (parâmetro β) das FDPG relativas à cada período. Aplica-se os teste W e Λ^* para essa série hipotética, conforme é ilustrado na Figura 4.

Ainda que as amostras P1 e P2 tenham suas medidas de dispersão (Figura 4) estatisticamente homogêneas, é visível a mudança no regime de precipitação pluvial (indicada pelo

teste Λ^*) entre os dois períodos. Dessa forma, por meio desse exemplo hipotético, bem como por meio da análise das equações 4, 5, 6 e 7, nota-se que o teste Λ^* considera as variações tanto na forma quanto na escala de uma distribuição (probabilidade de ocorrência associada a cada valor da amostra). Em contrapartida, o teste W é voltado apenas à análise do grau de dispersão que cada amostra apresenta em relação a um ponto médio (ou mediano) de cada período sob estudo. Com isso, nota-se que o fato de duas (ou mais) amostras de uma mesma série temporal, apresentarem variâncias homogêneas, não garante, necessariamente, que a probabilidade de ocorrência associada aos valores dessa série mantenha-se constante entre esses dois (ou mais) sub-períodos. Essa última característica justifica o fato de que mesmo amostras que apresentam variâncias homogêneas, possam ser consideradas oriundas de “distintas distribuições gama”.

4. CONCLUSÃO

Por meio da aplicação do teste da razão da verossimilhança não há indicações de tendências contínuas (redução ou aumento) no regime de precipitação pluvial na região de Campinas-SP, considerando-se os anos de 1890 a 2005. Em contrapartida, esse teste indicou, para a série relativa à localidade de Pelotas-RS, tendência de elevação no regime de precipitação pluvial ocorrida entre as amostras relativas aos anos de 1948 a 1976 e 1977 a 2005.

Em outro aspecto, a grande variabilidade amostral dos parâmetros da distribuição gama acarreta em elevado grau de incerteza na caracterização climática do regime de PRE mensal

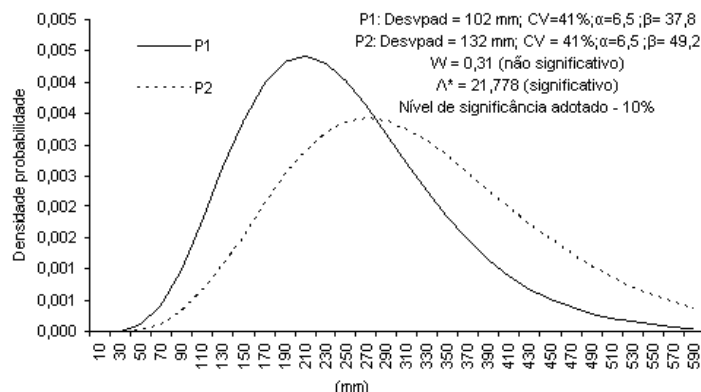


Figura 4 - Exemplo hipotético da variação amostral entre dos períodos de 58 anos (P1 e P2), pertencentes a uma mesma série mensal de precipitação pluviométrica. As siglas as siglas Desvpad, CV, α , β , W e Λ^* representam, respectivamente o desvio padrão, o coeficiente de variação, os parâmetros de forma e escalas das distribuições gama ajustadas à cada amostra, o teste Levene e o teste da razão da verossimilhança relativos à P1 e P2.

na região de Campinas-SP e Pelotas-RS. Tal característica deve ser observada na elaboração de métodos agrometeorológicos como o zoneamento agrícola.

5. AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem aos três revisores anônimos pelas valiosas sugestões que contribuíram para enriquecer o artigo

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALEXANDER, L. V.; ZHANG, X.; PETERSON, T. C.; CAESAR, J.; GLEASON, B.; TANK, A. M. G.; HAYLOCK, M.; COLLINS, D.; TREVIN, B.; RAHIMZADEH, F.; TAGIPOU, A.; RUPA KUMAR, K.; REVADEKAR, J.; GRIFFITHS, G.; VINCENT, L.; STEPHENSON, D.; BURN, J.; AGUILLAR, E.; TAYLOR, M.; NEW, M.; ZHAI, P.; RUSTICUCCI, M.; VASQUEZ-AGUIRRE, J. L. Global observed changes in daily climate extremes of temperature and precipitation. *J. Geophys. Res.*, v.111, D05109, 2006.
- ALFONSI, R. R.; BRUNINI, O.; CAMARGO, M. B. P.; PEZZOPANE, J. R. M. Disponibilidade hídrica no solo para a cultura do milho no estado de São Paulo, em função de épocas de semeadura e cultivares. *Bragantia*, v.57, n.1, p. 127 – 133, 1998.
- BEN-GAI, T.; BITTAN, A.; MANES, A.; ALPERT, P.; RUBIN, S. Spatial and temporal changes in rainfall frequency distribution patterns in Israel. *Theor. Appl. Climatol.*, v.61 p. 177-190, 1998.
- BLAIN, G. C.; PIEDADE, S. M. S.; CAMARGO, M. B. P.; GIAROLLA, A. Distribuição temporal da precipitação pluviométrica mensal observada no Posto Meteorológico do Instituto Agrônomo, em Campinas, SP. *Bragantia*, v. 66, n.2, p. 347-355, 2006.
- BROWN, M. B.; FORSYTHE, A. B. Robust tests for the equality of variances. *J. Amer. Statistical Assoc.*, v.69, n.346, p.364-367. 1974.
- DALE, R. F. *Applied Climatology*. West Lafayette, Indiana: Purdue University, USA, 1968. 125p.
- GRIMM, A. M.; TELEGINSKI, S. E.; FREITAS, E. D.; COSTA, S. M. S.; FERLIZI, P. G. Anomalias de precipitação no sul do Brasil em eventos El Niño. In: IX CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 1996. Campos do Jordão, SP., Anais, Sociedade Brasileira de Meteorologia., v.2, p.1098-1102, 1996a.
- GRIMM, A. M.; TELEGINSKI, S. E.; COSTA, S. M. S.; FERLIZI, P. G. Anomalias de precipitação no sul do Brasil em eventos La Niña. In: IX CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 1996. Campos do Jordão, SP., Anais, Sociedade Brasileira de Meteorologia., v.2, p.1113-1117., 1996b.
- HAYLOCK, M. R.; PETERSON, T. C.; ALVES, L. M.; AMBRIZZI, T.; ANUNCIAÇÃO, Y. M. T.; BAEZ, J.; BARROS, V. R.; BERLATO, M. A.; BIDEGAIN, M.; CORONEL, G.; CORRADI, V.; GARCIA, V. J.; GRIMM, A. M.; KAROLY, D.; MARENGO, J. A.; MARINO, M. B.; MONCUNILL, D. F.; NECHET, D.; QUINTANA, J.; REBELLO, E.; RUSTICUCCI, M.; SANTOS, J. L.; TREBEJO, I.; VINCENT L. A. Trends in total and extreme South American rainfall in 1960-2000 and links with sea surface temperature. *J. Climate*, v. 19, p.1490-1512, 2006.
- IPCC, *Climate Change 2001: Impacts, Adaptation and Vulnerability*. Contribution of Working Group 2 to the Third Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. HOUGHTON, J. T. (Ed.). Cambridge University Press, 2001.
- IPCC, *Climate Change 2007: The Physical Science Basis*. Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment

- Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. HOUGHTON, J.T. (Ed.). Cambridge University Press, 2007.
- KAYANO, M. T.; BLAIN, G. C. Análisis de ondeletas de series mensuales de precipitación, temperaturas máximas y mínimas mensuales en Campinas. In: IV CONGRESO VENEZOLANO DE AGROMETEOROLOGIA, Maracay, Anais Fundacite Táchira, 2007. LEVENE, H., In Contributions to Probability and Statistics: Essays in Honor of Harold Hotelling, I. Olkin et al. eds., Stanford University Press, pp. 278-292, 1960.
- ORGANIZAÇÃO METEOROLÓGICA MUNDIAL: Climatic Change. WMO Tech. Note 79, Publ. WMO-195, Geneva, Switzerland, 80p. 1966.
- ORGANIZAÇÃO METEOROLÓGICA MUNDIAL: Drought and agriculture. WMO Tech. Note 138, Publ. WMO-392, Geneva, Switzerland, 127p. 1975.
- PANOFSKY, H. A.; BRIER, G.W. Some Applications of Statistics to Meteorology. University Park, 224p., 1968.
- SANSIGOLO, C. S.; NERY, J. T. Distribuição de extremos de temperatura mínima no estado do Paraná. Rev. Brás. Agrometeor., v.8, n.2, p247-253, 2000.
- SCHICKEDANZ, P. T.; KRAUSE, G. F. A test for the scale parameters of two gamma distributions using the generalized likelihood ratio. J. Appl. Meteor., v.9, p.13-16, 1969.
- THOM, H. C. S. Some methods of climatological analysis. Geneva: World Meteorological Organization, 53p. (WMO, 199; TP, 103; Technical note, 81), 1966.
- VINCENT, L.A.; PETERSON, T. C.; BARROS, V. R.; MARINO, M. B.; RUSTICUCCI, M.; CARRASCO, G.; RAMIREZ, E.; ALVES, L. M.; AMBRIZZI, T.; BERLATO, M. A.; GRIMM, A. M.; MARENGO, J. A.; MOLION, L.; MONCUNILL, D. F.; REBELLO, E.; ANUNCIACÃO, Y. M. T.; QUINTANA, J.; SANTOS, J. L.; BAEZ, J.; CORONEL, G.; GARCIA, J.; TREBEJO, I.; BIDEGAIN, M.; HAYLOCK, M. R.; KAROLY, D. Observed trends in indices of daily temperature extremes in South America 1960-2000. J. Climate, v.18, p.5011-5023, 2005. WILKS, D.S. Statistical methods in the atmospheric sciences. Ed. 2nd, Academic Press San Diego, 467p., 2006.