

**Universidade de São Paulo  
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

**Precipitação pluvial e temperatura do ar no Estado de São Paulo:  
periodicidades, probabilidades associadas, tendências e variações climáticas**

**Gabriel Constantino Blain**

Tese apresentada para obtenção do título  
de Doutor em Agronomia Área de  
concentração: Física do Ambiente Agrícola

**Piracicaba  
2010**

# **Livros Grátis**

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

Gabriel Constantino Blain  
Engenheiro Agrícola

**Precipitação pluvial e temperatura do ar no Estado de São Paulo: periodicidades,  
probabilidades associadas, tendências e variações climáticas**

Orientador:  
Prof. Dr. **SÉRGIO OLIVEIRA MORAES**

Tese apresentada para obtenção do título  
de Doutor em Agronomia Área de  
concentração: Física do Ambiente Agrícola

**Piracicaba  
2010**

**Dados Internacionais de Catalogação na Publicação  
DIVISÃO DE BIBLIOTECA E DOCUMENTAÇÃO - ESALQ/USP**

Blain, Gabriel Constantino

Precipitação pluvial e temperatura do ar no Estado de São Paulo: periodicidades, probabilidades associadas, tendências e variações climáticas / Gabriel Constantino Blain. - - Piracicaba, 2010.

194 p. : il.

Tese (Doutorado) - - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 2010.

1. Análise de séries temporais 2. Aquecimento global 3. Chuva 4. Mudança climática 5. Precipitação atmosférica 6. Temperatura I. Título

CDD 551. 527  
B634p

**"Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte – O autor"**

*Aos meus pais, Maura e Sergio,*

*Pela confiança, pelo apoio e por estarem sempre ao meu lado.*

*À meu irmão, Otávio, à minha tia Claudette e à meus avós*

*Pela amizade verdadeira*

*À minha esposa Andressa*

*Pelo amor, grande cumplicidade e constante incentivo*

*Ao maluco Berger*

*Pelo amor incondicional*



## AGRADECIMENTOS

Ao Professor Sergio Oliveira Morais pela orientação e grande exemplo de conduta profissional e pessoal. [*...muitos anos depois, diante do pelotão de fuzilamento...*] irei recordar todos os seus ensinamentos

À Professora Mary Toshie Kayano por todo apoio, atenção e consideração

Aos Professores Paulo Cesar Sentelhas e Luiz Roberto Angelocci pela consideração e amizade

Aos amigos e colegas Alan Gomes da Silva, Angélica Prael, Antônio Roberto Pereira, Carmencita Ciarelli Bruninni, Denise Abreu, Fabiana Nunes, Giseli Lima, Glauco Rolim, Jorge Lulu, Ludmila Bardin, Marcelo Camargo, Maria do Carmo Soares Novo, Mário José Pedro Junior, Orivaldo Brunini, Pedro Luís Abramides, Romilson Yamamura e Valdeir Hermoso, pela consideração e amizade

Aos amigos de cúpula, Alexandre, Anderson, Andréa, Deise, Fábio, Gustavo, Jones e Indriati, por todos os ótimos momentos que passamos juntos

Ao Instituto Agronômico, por “me acolher” em sua história

Ao Centro de P&D de Ecofisiologia e Biofísica do Instituto Agronômico, e ao Centro Integrado de Informações Agrometeorológicas pela oportunidade de realização desse trabalho

À Diretora do Centro de P&D de Ecofisiologia e Biofísica, Regina Célia de Matos Pires, pelo constante incentivo à minha formação profissional

À Coordenação do PPG em Física do Ambiente Agrícola pela oportunidade de realização deste curso

À todos, que de alguma forma contribuíram para a realização desse trabalho.





## SUMÁRIO

RESUMO.....	9
ABSTRACT.....	11
LISTA DE FIGURAS.....	13
LISTA DE TABELAS.....	27
LISTA DE SÍMBOLOS.....	31
1 INTRODUÇÃO.....	35
2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....	37
2.1 Análise de séries temporais com enfoque em alterações dos padrões climáticos.....	37
2.2 Ilhas de calor urbano.....	39
2.3 El Niño/Oscilação Sul e Oscilação Decadal do Pacífico.....	40
2.4 Métodos Estatísticos.....	41
2.4.1 Métodos paramétricos.....	42
2.4.2 Função auto-correlação.....	45
2.4.3 Métodos não paramétricos.....	46
2.4.4 Análise de séries temporais.....	48
2.4.5 Testes de hipótese e de aderência.....	51
3 MATERIAL E MÉTODOS.....	55
3.1 Material.....	55
3.2 Métodos.....	56
3.2.1 Métodos paramétricos e testes de aderência.....	58
3.2.2 Métodos não paramétricos e análise de séries temporais.....	62
3.2.3 Aplicação dos métodos.....	71
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO .....	73
4.1 Precipitação pluvial: totais anuais.....	73
4.2 Precipitação pluvial: totais Mensais.....	79
4.3 Temperatura mínima do ar: média anual.....	104
4.4 Temperatura máxima do ar: média anual.....	114
4.5 Temperatura mínima do ar: média mensal.....	125
4.6 Temperatura máxima do ar: média mensal.....	143
4.7 Precipitação pluvial anual absoluta.....	163

4.8 Temperatura máxima absoluta.....	169
4.9 Temperatura mínima absoluta.....	173
4.10 Análise comparativa dos dados absolutos de temperatura do ar.....	179
5 CONCLUSÕES.....	181
REFERÊNCIAS.....	185

## RESUMO

### **Precipitação pluvial e temperatura do ar no Estado de São Paulo: periodicidades, probabilidades associadas, tendências e variações climáticas**

A importância sócio-econômica do agronegócio paulista e a vulnerabilidade agrícola aos eventos atmosféricos evidenciam a necessidade da constante investigação da dinâmica climática do Estado de São Paulo. Dessa forma, o objetivo do trabalho foi realizar a descrição estatística de séries temporais de precipitação pluvial (PRE), temperatura do ar máxima (Tmax) e mínima (Tmin) do Estado de São Paulo, determinando as respectivas probabilidades de ocorrência, possíveis periodicidades, tendências e variações climáticas. O estudo considerou as escalas anual, mensal e absoluta. Essa última refere-se ao maior e menor valor diário de temperatura do ar (Tmaxabs e Tminabs, respectivamente) e ao maior total de precipitação pluvial (Preabs) ocorrido ao longo de um dia dentro de cada agrupamento anual. Análises estatísticas de séries temporais, métodos paramétricos e não paramétricos foram aplicados a dados meteorológicos de nove localidades. Considerando as escalas mensal e anual, nas séries de Tmin foram detectados os indícios mais significativos de tendências de elevação temporal. Essas alterações foram mais severas nas localidades de Campinas, Cordeirópolis, Ribeirão Preto e, especialmente, Ubatuba. Nas séries de Monte Alegre do Sul e Pindorama tais indícios são observados de forma pouco significativa. Mesmo após a adoção de um período comum de análise (1948 a 2007) não foi possível estabelecer uma concomitância/significância na variabilidade temporal das séries de Tmin analisadas. Essa incoerência espacial indica provável influência de forçantes de escala local na variabilidade temporal desses dados de temperatura pertencentes ao Estado de São Paulo. As alterações observadas nas séries de Tmax são, de forma geral, inferiores às observadas nos dados de Tmin. A principal característica das séries de PRE é a elevada variabilidade temporal de seus dados. Para esse elemento meteorológico foram verificados, nas localidades situadas fora da faixa litorânea, deslocamentos à direita das curvas de probabilidades associadas aos anos mais recentes. Essa elevação no regime de PRE deve-se especialmente ao mês de maio. Nos dados de PRE, relativos à localidade de Ubatuba, foram observadas características opostas às verificadas nas demais séries do estudo com deslocamento a esquerda das curvas de probabilidade relativas aos últimos 36 anos. Na escala de valores absolutos, foram verificadas tendências de elevação apenas nas séries de precipitação máxima absoluta da localidade de Pindorama e de temperatura mínima absoluta de Ubatuba. Nenhuma das três variáveis evidenciou marcantes periodicidades em suas séries temporais. Contudo os maiores picos do espectro de potência local da ondaleta, relativos aos dados mensais e absolutos de Tmax, coincidem com os eventos de seca mais severos já registrados na literatura científica do Estado. A não concomitância dos picos de variância dos dados de temperatura máxima e mínima, aliada às diferentes variabilidades observadas nessas séries temporais, nas distintas localidades utilizadas, permite inferir que os extremos superiores e inferiores desse elemento meteorológico são influenciados de forma diferenciada pelas forçantes moduladoras do clima do Estado de São Paulo.

Palavras-chave: Aquecimento global; Mudança climática; Séries temporais



## ABSTRACT

**Rainfall and air temperature series of the State of São Paulo, Brazil: periodicities, associated probabilities, trends, and climate variations**

The socio-economic relevance of São Paulo State agribusiness, and the vulnerability of agriculture atmospheric events indicate the need for constant study of the dynamics of the climate system of the State of São Paulo, Brazil. The propose of this work was to study the statistics of time series of rainfall (PRE), maximum air temperature (Tmax), and minimum air temperature (Tmin) of the State of São Paulo. The probability of occurrence of these data and presences of periodicity, trends, and climate variations, on the time series, were investigated. The study was carried out considering annual, monthly, and absolute time scales. This last scale refers to the largest and to the smallest air temperature daily value, observed each year, (Tmaxabs and Tminabs, respectively). The absolute time scale also refers to the largest daily rainfall amount, observed each year (Preabs). Time series analysis, parametric and non parametric methods were applied to PRE, Tmax and Tmin data of nine weather stations. The highest significance levels of increasing trends were detected in both annual and monthly Tmin series. These climate alterations were more severe in the regions of Campinas, Cordeirópolis, Ribeirão Preto and, especially, Ubatuba (coastal region of the state). For Tmin series from Monte Alegre do Sul and Pindorama, trends were mostly statistically non significant. In spite of adopting the same period of analysis, 1948 to 2007, it was not possible to find a concomitance/similarity in the temporal variability of Tmin analyzed series. This spatial incoherence indicates the presence of important local forcing on air temperature data. The climate alterations observed in Tmax series was, in general, much less significant than those observed in Tmin series. The most important feature of the PRE series is the high temporal variability. For the weather stations in the mainland, it was verified shifts to the right in the PRE probabilities distributions associated with the most recent years. This temporal increase on rainfall amounts is mainly observed in May. For the Ubatuba PRE series, shifts to the left, in the probabilities distributions associated with the last 36 years, were found. For the absolute time scale, increasing trends were detected only in Pindorama Preabs time series and Ubatuba Tmin time series. No important periodicity was found in any of the analyzed time series. However, the local wavelet power spectrum (WPS) higher peaks, for monthly and absolute Tmax series, are concomitant with the most severe drought event described in scientific literature of the State of São Paulo. The non coincidence of the Tmax and Tmin WPS peaks, associated with the different temporal variability of those series, allows us to infer that those variables are influenced at a different way by the climate forcing that modulates the climate system of the State of São Paulo.

Keywords: Global warming; Climate change; Time series



## LISTA DE FIGURAS

- Figura 1 - Exemplo hipotético do teste Mann-Kendall Sazonal (SMK) e do teste de Pettitt [K(t)], ambos conduzidos à 5% de significância.....47
- Figura 2 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para precipitação pluvial normalizado por  $1/\sigma^2$  ( $\sigma^2=4,32 \times 10^3 \text{ mm}^2$ ); b) Potência Global da Ondaleta (GWP) (em unidades de variância) e (c) Médias por escalas da Potência da Ondaleta (MEPO) para escalas de 0.25-1 ano e 2-7 anos. Os contornos tracejados em (a) são variâncias normalizadas variando de 1 a 10 com intervalo de 1. Os contornos fechados englobam variâncias significativas e a região onde os efeitos de borda são importantes situa-se sob a curva em forma de U em 2a. À direita da curva tracejada em b estão os valores significativos supondo espectro de fundo com método estimado segundo Torrence e Compo (1998). A linha tracejada em c indica o mínimo valor significativo.....50
- Figura 3 - Relação entre o nível  $\alpha'$  de rejeição, correspondente à probabilidade  $\alpha'$  do erro tipo I (área  $\alpha$ ); e a probabilidade  $\beta'$  do erro tipo II (área  $\beta$ ). O eixo horizontal representa os possíveis valores do teste estatístico.....53
- Figura 4 - Locais utilizados para a detecção de tendências e variações climáticas no Estado de São Paulo.....59
- Figura 5 - Exemplo hipotético de aplicação da análise de ondaletas à séries mensais de temperatura do ar (a) Espectro de potência local da ondaleta ; b) Potência Global da Ondaleta (GWP) (em unidades de variância). Os contornos tracejados em (a) são variâncias normalizadas variando de 1 a 10 com intervalo de 1. Os contornos fechados englobam variâncias significativas e a região onde os efeitos de borda são importantes situa-se sob a curva em forma de U em 5a. À direita da curva tracejada em b estão os valores significativos supondo espectro de fundo com método estimado segundo Torrence e Compo (1998).....69

- Figura 6 - Exemplo hipotético de aplicação da análise de ondaletas à séries mensais de temperatura do ar (a) Espectro de potência local da ondeleta ; b) Potência Global da Ondeleta (GWP) (em unidades de variância). Os contornos tracejados em (a) são variâncias normalizadas variando de 1 a 10 com intervalo de 1. Os contornos fechados englobam variâncias significativas e a região onde os efeitos de borda são importantes situa-se sob a curva em forma de U em 6a. À direita da curva tracejada em b estão os valores significativos supondo espectro de fundo com método estimado segundo Torrence e Compo (1998).....70
- Figura 7 - Aplicação do teste da razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ) para a série de precipitação pluvial anual de Campinas do Estado de São Paulo.....76
- Figura 8 - Aplicação do teste da razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ) para a série de precipitação pluvial anual de Piracicaba do Estado de São Paulo.....77
- Figura 9 - Aplicação do teste da razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ) para a série de precipitação pluvial anual de Ubatuba do Estado de São Paulo.....77
- Figura 10 - Aplicação do teste da razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ) para a série de precipitação pluvial anual das localidades de Cordeirópolis, Jundiaí, Mococa, Monte Alegre do Sul, Pindorama e Ribeirão Preto do Estado de São Paulo.....78
- Figura 11 - Coeficientes de auto-correlação para a série mensal de precipitação pluvial de Piracicaba (1917 a 2007) e Campinas-SP (1890-2007) do Estado de São Paulo. As linhas horizontais representam os limites 2SE do ruído branco.....79
- Figura 12 - Coeficientes de auto-correlação para as séries mensais de precipitação pluvial de Cordeirópolis, Jundiaí, Mococa, Monte Alegre do Sul, Pindorama, Ribeirão Preto e Ubatuba do Estado de São Paulo. As linhas horizontais representam os limites 2SE do ruído branco.....81
- Figura 13 - Variação do fator  $L(\alpha, \beta; xt)$ , proveniente do teste da razão da verossimilhança, aplicado a série de precipitação pluvial mensal da localidade de Campinas do Estado de São Paulo.....93
- Figura 14 - Exemplo do termo elevação (a) e inversão (b) no regime de precipitação pluvial mensal da localidade de Cordeirópolis do Estado de São Paulo.....94



Figura 15 - Exemplo hipotético da variação amostral entre dos períodos de 58 anos (P1 e P2), pertencentes a uma mesma série mensal de precipitação pluvial. As siglas Desvpad, CV,  $\alpha$ ,  $\beta$ , W' e  $\Lambda^*$  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..91

Figura 16 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a precipitação pluvial residual mensal de Piracicaba- Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas.....97

Figura 17 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a precipitação pluvial residual mensal de Cordeirópolis- Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas.....98

Figura 18 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a precipitação pluvial residual mensal de Mococa- Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas.....98

Figura 19 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a precipitação pluvial residual mensal de Jundiaí- Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas.....99

Figura 20 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a precipitação pluvial residual mensal de Monte Alegre do Sul - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas.....99

Figura 21 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a precipitação pluvial residual mensal de Pindorama - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas.....100

Figura 22 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a precipitação pluvial residual mensal de Ribeirão Preto - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas.....100

- Figura 23 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a precipitação pluviual residual mensal de Ubatuba- Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas.....104
- Figura 24 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para o Índice da Oscilação Sul (IOS) mensal. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas.....109
- Figura 25 - Séries históricas de temperatura mínima média anual (Tmin) de sete localidades do Estado de São Paulo. Entre parênteses os anos de ocorrência dos 10 maiores valores de cada série em ordem decrescente.....106
- Figura 26 - Função auto-correlação, para séries de temperatura mínima media anual de sete localidades do Estado de São Paulo.....107
- Figura 27 - Valores da temperatura mínima média anual, organizados em rol, relativos aos períodos de 1918/1947, 1948/1977 e 1978/2007 observados nas localidades de Campinas e Piracicaba do Estado de São Paulo.....109
- Figura 28 - Aplicação dos testes t e F para séries de temperatura mínima média anual do Estado de São Paulo. Cada sub-período foi organizado em rol.....110
- Figura 29 - Teste da razão da verossimilhança aplicado às séries de temperatura mínima média anual das localidades de Campinas e Piracicaba do Estado de São Paulo.....111
- Figura 30 - Teste da razão da verossimilhança aplicado à série de temperatura mínima média anual da localidade de Campinas do Estado de São Paulo.....112
- Figura 31 - Teste da razão da verossimilhança aplicado à série de temperatura mínima média anual das localidades de Cordeirópolis, Monte Alegre do Sul, Pindorama e Ribeirão Preto do Estado de São Paulo.....113

- Figura 32 - Teste da razão da verossimilhança aplicado à série de temperatura mínima média anual da localidade de Ubatuba do Estado de São Paulo.....113
- Figura 33 - Função auto-correlação para a localidade de Campinas, do Estado de São Paulo, considerando-se os períodos de 1892 a 2007; 1918 a 2007 e 1948 a 2007.....115
- Figura 34 - Função auto-correlação para séries anuais de temperatura máxima do ar do Estado de São Paulo. O teste run (z) também é apresentado.....117
- Figura 35 - Temperatura máxima média anual de séries do Estado de São Paulo. Entre parenteses o ano de ocorrência dos 10 maiores valores de cada série.....118
- Figura 36 - Valores da temperatura máxima média anual, organizados em rol, relativos aos períodos de 1918/1947, 1948/1977 e 1978 a 2007 observados nas localidades de Campinas e Piracicaba do Estado de São Paulo..... 120
- Figura 37 - Aplicação dos testes t e F para a série de temperatura máxima média anual das localidades de Cordeirópolis, Mococa, Monte Alegre do Sul, Pindorama, Ribeirão Preto e Ubatuba do Estado de São Paulo. Cada sub-período foi organizado em rol.....121
- Figura 38 - Teste da razão da verossimilhança aplicado às séries de temperatura máxima média anual das localidades de Campinas e Piracicaba do Estado de São Paulo.....122
- Figura 39 - Teste da razão da verossimilhança aplicado às séries de temperatura máxima média anual das localidades de Cordeirópolis, Mococa, Monte Alegre do Sul, Pindorama, Ribeirão Preto e Ubatuba do Estado de São Paulo.....124
- Figura 40 - Testes razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), F, t, Mann-Kendall Sazonal (SMK) e Pettitt para a localidade de Campinas do Estado de São Paulo considerando o período de 1948 a 2007.....129
- Figura 41 - Aplicação dos testes razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), F, t, Mann-Kendall Sazonal (SMK) e Pettitt para a localidade de Cordeirópolis do Estado de São Paulo.....130
- Figura 42 - Aplicação dos testes razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), F, t, Mann-Kendall Sazonal (SMK) e Pettitt para a localidade de Monte Alegre do Sul do Estado de São Paulo.....131
- Figura 43 - Aplicação dos testes razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), F, t, Mann-Kendall Sazonal (SMK) e Pettitt para a localidade de Pindorama do Estado de São Paulo.....132

- Figura 44 - Testes razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), F, t, Mann-Kendall Sazonal (SMK) e Pettitt para a localidade de Piracicaba, do Estado de São Paulo, considerando o período de 1948 a 2007.....133
- Figura 45 - Aplicação dos testes razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), F, t, Mann-Kendall Sazonal (SMK) e Pettitt para a localidade de Ribeirão Preto do Estado de São Paulo.....134
- Figura 46 - Aplicação dos testes razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), F, t, Mann-Kendall Sazonal (SMK) e Pettitt para a localidade de Ubatuba do Estado de São Paulo.....135
- Figura 47 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a temperatura mínima do ar residual mensal de Campinas - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas.....138
- Figura 48 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a temperatura mínima do ar residual mensal de Cordeirópolis - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas.....139
- Figura 49 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a temperatura mínima do ar residual mensal de Monte Alegre do Sul - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas.....139

Figura 50 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a temperatura mínima do ar residual mensal de Pindorama - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas.....140

Figura 51 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a temperatura mínima do ar residual mensal de Piracicaba - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas.....140

Figura 52 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a temperatura mínima do ar residual mensal de Ribeirão Preto - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas.....141

- Figura 53 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a temperatura mínima do ar residual mensal de Ubatuba - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas.....141
- Figura 54 - testes razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), F, t, Mann-Kendall Sazonal (SMK) e Pettitt para a localidade de Campinas do Estado de São Paulo.....148
- Figura 55 - Testes razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), F, t, Mann-Kendall Sazonal (SMK) e Pettitt para a localidade de Cordeirópolis do Estado de São Paulo.....149
- Figura 56 - Testes razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), F, t, Mann-Kendall Sazonal (SMK) e Pettitt para a localidade de Mococa do Estado de São Paulo.....150
- Figura 57 - Testes razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), F, t, Mann-Kendall Sazonal (SMK) e Pettitt para a localidade de Monte Alegre do Sul do Estado de São Paulo.....151
- Figura 58 - Testes razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), F, t, Mann-Kendall Sazonal (SMK) e Pettitt para a localidade de Pindorama do Estado de São Paulo.....152
- Figura 59 - Testes razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), F, t, Mann-Kendall Sazonal (SMK) e Pettitt para a localidade de Piracicaba do Estado de São Paulo.....153
- Figura 60 - Testes razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), F, t, Mann-Kendall Sazonal (SMK) e Pettitt para a localidade de Ribeirão Preto do Estado de São Paulo.....154
- Figura 61 - Testes razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), F, t, Mann-Kendall Sazonal (SMK) e Pettitt para a localidade de Ubatuba do Estado de São Paulo.....155

Figura 62 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a temperatura máxima do ar residual mensal de Campinas - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas.....158

Figura 63 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a temperatura máxima do ar residual mensal de Cordeirópolis - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas.....158

Figura 64 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a temperatura máxima do ar residual mensal de Mococa - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas.....159



Figura 65 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a temperatura máxima do ar residual mensal de Monte Alegre do Sul - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas.....159

Figura 66 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a temperatura máxima do ar residual mensal de Pindorama - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas.....160

Figura 67 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a temperatura máxima do ar residual mensal de Piracicaba - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas.....160

- Figura 68 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a temperatura máxima do ar residual mensal de Ribeirão Preto - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas.....161
- Figura 69 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a temperatura máxima do ar residual mensal de Ubatuba- Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas.....161
- Figura 70 – (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS). Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP).....165
- Figura 71 - Gráficos percentil-percentil resultantes do ajuste de séries absolutas de precipitação pluvial anual à distribuição geral dos valores extremos no Estado de São Paulo....162
- Figura 72 - Gráficos quantil-quantil resultantes do ajuste de séries absolutas de precipitação pluvial anual à distribuição geral dos valores extremos no Estado de São Paulo. Eixos das abscissas e ordenadas em milímetros.....168

- Figura 73 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS); temperatura máxima absoluta. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados, conforme barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP).....171
- Figura 74 - Gráficos percentil-percentil (PP) e quantil-quantil (QQ) relativos ao ajuste de séries de temperatura máxima absoluta do ar no Estado de São Paulo à distribuição geral de valores extremos (GEV). Os resultados dos testes kolmogorov-Smirnov (KS) para as distribuições normal, gumbel e GEV (com os parâmetros) também são ilustrados.....172
- Figura 75 - Gráficos percentil-percentil (PP) e quantil-quantil (QQ) relativos ao ajuste de séries de temperatura máxima absoluta do ar no Estado de São Paulo à distribuição geral de valores extremos (GEV). Os resultados dos testes kolmogorov-Smirnov (KS) para as distribuições normal, gumbel e GEV (com os parâmetros) também são ilustrados.....173
- Figura 76 – (a) Espectro de energia local da ondaleta da temperatura mínima absoluta (WPS). Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, (barra horizontal). Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95%. A curva em forma de U representa o cone de influência. b) Espectro global de ondaleta (GWP).....174
- Figura 77 - Gráficos percentil-percentil (PP) e quantil-quantil (QQ) relativos ao ajuste de séries de temperatura mínima absoluta do ar no Estado de São Paulo à distribuição geral de valores extremos (GEV) e a distribuição normal. Os resultados dos testes kolmogorov-Smirnov (KS) para as distribuições normal, gumbel e GEV (com os parâmetros) também são ilustrados.....176
- Figura 78 - Gráficos percentil-percentil (PP) e quantil-quantil (QQ) relativos ao ajuste da séries de temperatura mínima absoluta do ar da localidade de Ubatuba no Estado de São Paulo à distribuição geral de valores extremos (GEV) e a distribuição normal. Os resultados dos testes kolmogorov-Smirnov (KS) para as distribuições normal, gumbel e GEV (com os parâmetros) também são ilustrados.....177



## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Locais e suas respectivas coordenadas geográficas utilizados para a detecção de tendências e variações climáticas no Estado de São Paulo.....	55
Tabela 2 - Coeficientes da função auto-correlação para as séries anual de Campinas, Cordeirópolis, Jundiaí, Mococa, Monte Alegre do Sul, Pindorama, Piracicaba, Ribeirão Preto e Ubatuba do Estado de São Paulo, estimados para os lags 1 a 4. O termo 2SE representa os limites do ruído branco.....	74
Tabela 3 - Teste de Mann-Kendall (MK) aplicado às séries anuais de precipitação pluvial do Estado de São Paulo.....	74
Tabela 4 - Valores do teste Kolmogorov-Smirnov para nove séries anuais de precipitação pluvial do Estado de São Paulo.....	75
Tabela 5 - Valores dos parâmetros $\alpha$ e $\beta$ , Média, desvio padrão (DP), os três últimos em milímetros, coeficiente de variação (CV%) e frequência de meses sem chuva (Freq_0) nas localidades de Campinas e Monte Alegre do Sul do Estado de São Paulo no período comum de 1948 a 2007.....	82
Tabela 6 - Valores dos parâmetros $\alpha$ e $\beta$ , média, desvio padrão (DP), os três últimos em milímetros, coeficiente de variação (CV%) e frequência de meses sem chuva (Freq_0) nas localidades de Cordeirópolis e Piracicaba do Estado de São Paulo no período comum de 1948 a 2007.....	83
Tabela 7 - Valores dos parâmetros $\alpha$ e $\beta$ , Média, desvio padrão (DP), os três últimos em milímetros, coeficiente de variação (CV%) e frequência de meses sem chuva (Freq_0) nas localidades de Jundiaí e Ribeirão Preto do Estado de São Paulo no período comum de 1948 a 2007.....	84
Tabela 8 - Valores dos parâmetros $\alpha$ e $\beta$ , Média, desvio padrão (DP), os três últimos em milímetros, coeficiente de variação (CV%) e frequência de meses sem chuva (Freq_0) nas localidades de Jundiaí e Ribeirão Preto e Piracicaba do Estado de São Paulo no período comum de 1948 a 2007.....	84
Tabela 9 - Valores dos parâmetros $\alpha$ e $\beta$ , Média, desvio padrão (DP), os três últimos em milímetros, coeficiente de variação (CV%) e frequência de meses sem chuva (Freq_0) na localidade Pindorama do Estado de São Paulo no período de 1951 a 2007.....	85

- Tabela 10 - Teste Levene ( $W'$ ) aplicado às séries mensais de precipitação pluvial de Campinas, considerando duas, três e quatro amostras de 58, 39 e 29 anos, respectivamente, e de Piracicaba, do Estado de São Paulo, considerando duas e três amostras de 45 e 30 anos, respectivamente. Os valores críticos (V.Crit) são também ilustrados.....86
- Tabela 11 - Teste Levene ( $W'$ ) aplicado às séries mensais de precipitação pluvial de Cordeirópolis (1934/2007), Jundiaí (1942/2007), Mococa (1942/2007), Monte Alegre do Sul (1944/2007), Pindorama (1951/2007), Ribeirão Preto (1938/2007) e Ubatuba (1936/2007), do Estado de São Paulo. Os valores críticos do teste são ilustrados na última linha da tabela.....87
- Tabela 12 - Teste da razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ) e valores dos parâmetros de forma ( $\alpha$ ) e de escala ( $\beta$ ) das funções densidade de probabilidade gama relativos aos períodos de 1892 a 1949 e 1950 a 2007, para Campinas do Estado de São Paulo.....88
- Tabela 13 - Valores dos parâmetros de forma ( $\alpha$ ) e de escala ( $\beta$ ) das funções densidade de probabilidade gama e do teste da razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ) para Campinas do Estado de São Paulo.....89
- Tabela 14 - Valores dos parâmetros de forma ( $\alpha$ ) e de escala ( $\beta$ ) das funções densidade de probabilidade gama e do teste da razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ) para Piracicaba do Estado de São Paulo.....90
- Tabela 15 - Teste da razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ) para as localidades de Cordeirópolis, Jundiaí, Mococa e Monte Alegre do Sul do Estado de São Paulo.....91
- Tabela 16 - Teste da razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ) para as localidades de Pindorama, Ribeirão Preto do Estado de São Paulo.....93
- Tabela 17 - Teste da razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ) para a localidade de Ubatuba - Estado de São Paulo.....92
- Tabela 18 - Diferentes probabilidades de ocorrência associadas à um mesmo valor de resíduo de precipitação pluvial da localidade de Campinas do Estado de São Paulo quando são considerados diferentes meses.....102
- Tabela 19 - Estatística SMK relativa ao teste Mann-Kendall Sazonal aplicado a localidades do Estado de São Paulo. Campinas (Cps), Cordeirópolis (Cord), Jundiaí (Jund),

Mococa (Moc), Monte Alegre do Sul (Mte), Pindorama (Pind), Ribeirão Preto (Rib), Ubatuba (Uba).....	103
Tabela 20 - Valores do teste Komogorov-Smirnov (KS) aplicado à análise de aderência das séries de temperatura mínima média anual (Tmin) à distribuição normal em sete localidades do Estado de São Paulo.....	108
Tabela 21 - Aplicação dos testes t e F para a série de temperatura mínima média anual das localidades de Campinas e Piracicaba do Estado de São Paulo nos períodos de 1918 a 1947(P1); 1948 a 1977(P2) e 1978 a 2007(P3).....	108
Tabela 22 - testes de Mann-Kendall e Pettitt aplicados em oito localidades do Estado de São Paulo. O teste de Pettitt indica a data inicial de alteração climática.....	114
Tabela 23 - Valores do teste Komogorov-Smirnov (KS) aplicados à análise de aderência das séries de temperatura máxima média anual (Tmax) à distribuição normal em oito localidades do Estado de São Paulo.....	118
Tabela 24 - Aplicação dos testes t e F para a série de temperatura máxima média anual das localidades de Campinas e Piracicaba do Estado de São Paulo nos períodos de 1918 a 1947; 1948 a 1977 e 1978 a 2007.....	119
Tabela 25 - Testes de Mann-Kendall e Pettitt aplicados em oito localidades do Estado de São Paulo. O teste de Pettitt indica a data inicial de alteração climática.....	124
Tabela 26 - Coeficientes ( $r_k$ ) da função auto-correlação aplicados em séries mensais de temperatura mínima do ar no Estado de São Paulo.....	126
Tabela 27 - Testes da razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), Mann-Kendall Sazonal (SMK) e de Pettitt para duas localidades do Estado de São Paulo, considerando os períodos comum de 1918 a 2007 e 1918 a 1977.....	137
Tabela 28 - Coeficientes ( $r_k$ ) da função auto-correlação aplicados em séries mensais de temperatura máxima do ar no Estado de São Paulo.....	143
Tabela 29 - Testes da razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), Mann-Kendall Sazonal (SMK) e de Pettitt para duas localidades do Estado de São Paulo, considerando os períodos comum de 1918 a 2007 e 1918 a 1977.....	157
Tabela 30 - Testes de Pettitt, de Mann-Kendall (MK) e Run (Z) aplicados nas localidades de Campinas, Cordeirópolis, Jundiaí, Mococa, Monte Alegre do Sul, Ribeirão Preto e	

	Ubatuba relativos aos anos de 1948 a 2007. A mesma análise é ilustrada para a localidade de Pindorama, considerando os anos de 1952 a 2007.....	163
Tabela 31	- Valores do teste Kolmogorov-Smirnov (KS) considerando-se os ajustes às distribuições geral dos valores extremos (GEV), gama (DG) e normal (DN) das séries de precipitação anual absoluta utilizadas no estudo.....	164
Tabela 32	- Parâmetros de localização ( $\zeta$ ) de escala ( $\beta$ ) e de forma (k) da função densidade de probabilidade de valores extremos ajustada à oito séries de precipitação pluvial máxima diária, observada dentro de cada ano civil, disponibilizadas pela Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Estado de São Paulo. A média aritmética, a mediana e o desvio padrão são apresentados em milímetros.....	166
Tabela 33	- Período de retorno, expresso em anos, para as localidades de Campinas (Cps), Cordeirópolis (Cord), Jundiaí (Jund), Mococa (Moc), Monte Alegre do Sul (MteAlegre), Ribeirão Preto (RibPreto) e Ubatuba (Uba), estimados com base em séries de precipitação pluvial máxima diária, (Preabs, em milímetros) do Estado de São Paulo.....	169
Tabela 34	- Testes de Pettitt, Mann-Kendall (MK) e Run (Z) aplicados nas séries de temperatura máxima absoluta nas localidades de Campinas, Cordeirópolis, Monte Alegre do Sul, Pindorama, Ribeirão Preto e Ubatuba. A média aritmética, mediana e desvio padrão também são ilustrados.....	170
Tabela 35	- Valores da média aritmética, mediana e desvio padrão (DP), em milímetros, das séries de temperatura mínima absoluta anual e resultados (adimensionais) dos testes Run (Z), Mann-Kendall (MK) e Pettitt.....	175
Tabela 36	- Relação entre temperatura do abrigo meteorológico e temperatura de dano foliar de algumas culturas.....	178
Tabela 37	- Probabilidade acumulada de ocorrência de valores anuais absolutos de temperatura mínima do ar ( $T_{minabs}$ , °C) em seis localidades do Estado de São Paulo.....	178



## LISTA DE SÍMBOLOS

- 2SE - Limites de significância da função auto-correlação;
- a - Número de intervalos de valores da variável
- acf – Função auto-correlação
- AO – Análise de Ondaleta
- CLP - camada limite planetária
- COI – Influência de cone; relativo à AO
- CW - célula Walker
- CWT - Transformada contínua da ondaleta
- DG - distribuição gama
- DN - distribuição normal ou gaussiana
- Do - distribuição amostral do teste estatístico considerando  $H_0$  verdadeira
- ENOS - El Niño/Oscilação Sul
- $F(x)$  - Função distribuição de probabilidade empírica;
- $F'(x)$  - Função distribuição de probabilidade teórica;
- $f_a$  - Frequência acumulada de cada classe;
- FCD - função cumulativa de distribuição ou função cumulativa de probabilidade
- FDP - funções densidade de probabilidade
- $fe_i$  - Frequência esperada
- $fo_i$  - Frequência observada
- FPDG - funções densidade de probabilidade associada à distribuição gama
- FPDN - funções densidade de probabilidade associada à distribuição normal
- GEV - distribuição geral dos valores extremos
- Gumbel – Caso particular da GEV
- GWP - Potência global da ondaleta
- h – Horas
- $H_0$  - Hipótese de nulidade associada à um teste estatístico
- $H_A$  - Hipótese alternativa associada à um teste estatístico
- i – i-ésimo valor de uma série
- IOS - Índice de Oscilação Sul
- j – j-ésimo valor de uma série

k - parâmetros de forma da GEV  
 k(t) Valor final do teste de Pettitt  
 $K(t)_{\text{critico}}$  - Valor crítico do teste de Pettitt  
 KS - teste de Kolmogorov – Smirnov  
 Lags – defasagem em um série temporal  
 Med ou  $Y_i$  - Mediana da i-ésima amostra  
 MEPO - Médias por escalas temporais da Potência da Ondaleta  
 MK - teste de Mann-Kendall  
 MV - máxima verossimilhança  
 n - Número de classes de valores pre-estabelecidos;  
 N – Número de dados contidos em uma amostra ou série.  
 $N(0,1)$  – Distribuição normal padrão  
 ODP - Oscilação Decadal do Pacífico  
 Pk - Espectro médio  
 PNM - pressão atmosférica ao nível médio do mar  
 PP – Gráfico percentil-percentil  
 PRE – Precipitação Pluvial  
 Preabs - Maior total diário de precipitação pluvial, observado ao longo de um ano.  
 QQ – Gráfico quantil-quantil  
 $R(x)$  – Período de Retorno de um dado evento  
 $r_1$  – coeficiente- da acf para a defasagem (*lags*) 1  
 $r_2$  - coeficiente- da acf para a defasagem (*lags*) 2  
 $r_k$  – Coeficiente(s) de auto-correlação  
 $S_x^2$  - Variância da amostra x  
 $S_y^2$  - Variância da amostra y  
 SMK - teste sazonal de Mann-Kendall  
 teste U - teste de homogeneidade de populações de Mann-Whitney  
 TF - Transformada de Fourier  
 TFF - Transformada Finita de Fourier  
 Tmax – Valor médio da temperatura máxima do ar, escala anual e mensal  
 Tmaxabs – Maior valor diário de temperatura do ar, observado ao longo de um ano.

$T_{min}$  – Valor médio da temperatura mínima do ar, escala anual e mensal  
 $T_{minabs}$  – Menor valor diário de temperatura do ar, observado ao longo de um ano.  
 $TO$  - Transformada de ondaleta  
 $TSM$  - temperatura da superfície do mar  
 $TVE$  - Teoria de valores extremos  
 $u_{\alpha/2}$ - Probabilidade cumulativa  $N(0,1)$  para o nível de significância adotado na acf.  
 $w$  - frequência amostral média, relativo à estimação de  $R(x)$   
 $W$  - Resultado da transformação contínua de ondaleta do sinal  $x(t)$   
 $W'$  – Teste Levene  
 $WPS$  - Espectro de potência, ou energia, local da ondaleta  
 $x(t)$  – série temporal constituída de  $X_t$  dados  
 $X_t$  – Variável observada ao longo de uma série temporal com intervalo constante  $t$   
 $Z$  – Teste Run  
 $\overline{Z_{ij}}$  é a média aritmética dos valores gerados pela equação 36 (teste Levene)  
 $\overline{Z_i}$  é a média aritmética de todos os valores da série  
 $\Gamma(\alpha)$  - Função gama  
 $\sigma^2$  – Variância  
 $\alpha$  - parâmetro de forma da distribuição gama  
 $\alpha'$  - Nível de significância de um teste de hipóteses  
 $\beta$  - parâmetro de escala das distribuições gama e geral dos valores extremos  
 $\beta'$  - Não rejeição de uma  $H_0$  falsa  
 $\delta t$  – Espaço temporal de observações sequenciais em uma série temporal  
 $\eta$  - período ou escala temporal de análise (adimensional). Utilizado na AO  
 $\lambda$  – Frequência  
 $\Lambda^*$  - teste da razão da verossimilhança  
 $\mu$  - Média aritmética dos dados na série  
 $\xi$  - parâmetros de localização (*location*)  
 $\sigma$  - o desvio padrão dos dados na série  
 $\chi^2$  – Distribuição ou teste qui-quadrado  
 $\chi^2_2$  - Distribuição qui-quadrado com dois graus de liberdade.

$\psi$  - Ondaleta Mãe

$\omega_0$  – Frequência. Utilizada na AO

## 1 INTRODUÇÃO

Atualmente, uma das maiores preocupações da comunidade científica mundial tem sido o tema mudança climática. Segundo o relatório do Painel Intergovernamental de Mudanças Climáticas (IPCC, 2007), esse termo refere-se a alterações nos padrões climáticos, que podem ser identificadas por meio de variações persistentes por longos períodos, da ordem de décadas, na média aritmética e/ou em outras medidas da variabilidade climática, independentes de suas causas. Entretanto, é importante ressaltar que, estudos sobre alterações nos padrões climáticos globais não são recentes. A nota técnica nº 79 (OMM, 1966), por exemplo, preocupa-se exclusivamente com esse fenômeno, afirmando que a análise de séries temporais<sup>1</sup> meteorológicas demonstra claramente a inconstância do clima (*climatic inconstancy*). Para esse relatório, mudança climática é um termo genérico que engloba todas as formas de inconstância nos padrões climáticos, tais como tendências ou variações, independentemente de suas causas. Esses últimos dois conceitos são, segundo esse relatório, definidos por:

Tendência climática: caracterizada por uma elevação ou diminuição suave (*smooth*) e monótona nos valores médios de uma série meteorológica. Não é, necessariamente, restrita a tendências lineares em função do tempo, mas deve conter apenas um máximo ou mínimo no ponto final da série.

Variações climáticas: flutuação ou componente desta em escala de tempo suficientemente longa, capaz de resultar em inconstância nos parâmetros estatísticos relativos a períodos sucessivos de pelo menos 30 anos da variável meteorológica em questão.

Sob o ponto de vista agrometeorológico, a principal preocupação com possíveis alterações no clima parece estar relacionada ao aumento do risco climático, como a intensificação de eventos de seca ou de temperaturas prejudiciais ao desenvolvimento vegetal, associado ao setor agrícola. De acordo com Zullo et al. (2006), as pesquisas agrícolas devem considerar, entre outros fatores, impactos relacionados à mudanças climáticas indicadas por trabalhos como os do IPCC (2001). Para Pinto et al. (2008) os cenários de clima futuro com temperaturas mais elevadas poderão acarretar em severa redução da área cultivada de café no Estado de São Paulo. As indicações desses dois trabalhos associadas à importância sócio-econômica da agricultura

---

<sup>1</sup> Todo e qualquer conjunto de observações ordenadas no tempo.

paulista evidenciam a necessidade do conhecimento de possíveis variações e tendências presentes no clima do Estado de São Paulo.

Entre os diversos esforços realizados para o melhor conhecimento de alterações nos padrões do clima global, destaca-se a detecção com base em métodos estatísticos de indícios de mudanças climáticas em longas séries temporais. Trabalhos como os de Richards (1993), Frei e Schar (2000), Kheshgi e White (2001), e Alexander et al. (2006) são exemplos de esforços da comunidade internacional relativos a esse tipo de análise. Vincent et al. (2005) e Haylock et al. (2006) são exemplos de trabalhos que analisam tendências climáticas na América do Sul, com especial enfoque no Brasil.

Quando comparado a demais regiões do continente sul americano, o Estado de São Paulo apresenta um considerável número de estações com séries temporais meteorológicas capazes de adicionar informações extremamente relevantes ao tema mudanças climáticas. Com isso, o objetivo do trabalho foi realizar a descrição estatística de séries temporais de precipitação pluvial (PRE), temperatura do ar máxima (Tmax) e mínima (Tmin) do Estado de São Paulo, determinando as probabilidades de ocorrência associadas aos dados, possíveis periodicidades, tendências e variações climáticas. O estudo considerou as escalas anual, mensal e absoluta. Essa última refere-se ao maior e menor valor diário de temperatura (Tmaxabs e Tminabs, respectivamente) e ao maior total de precipitação pluvial (Preabs) ocorrido ao longo de um dia dentro de cada agrupamento anual. Espera-se que esse estudo, contribua com o melhor conhecimento da dinâmica temporal das séries meteorológicas utilizadas, proporcionando informações importantes para a redução da vulnerabilidade agrícola em relação às adversidades meteorológicas inerentes ao clima do Estado.

## 2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

### 2.1 Análise de séries temporais com enfoque em alterações dos padrões climáticos

Dentre os trabalhos relativos ao tema mudança climática, os relatórios do IPCC ocupam posição de destaque. De acordo com o IPCC (2007) o aumento médio da temperatura do ar atmosférico é inequívoco, sendo que onze dos últimos doze anos (1995 a 2006) estão entre os mais quentes do período de 1850 a 2006. Ainda segundo esse relatório, foi observado na temperatura média global aumento linear de aproximadamente 0,13 °C por década nos últimos 50 anos (1957 a 2006). Esse aumento é aproximadamente duas vezes superior ao observado no período de 1850 a 1956. A principal forçante radioativa<sup>2</sup> desse fenômeno é, segundo o IPCC (2007), a ação antropogênica (1,6 W/m<sup>2</sup> com intervalo de confiança entre 1,49 a 1,83 W/m<sup>2</sup>). O processo mais importante dessa forçante é a queima de combustível fóssil que tem elevado a concentração do CO<sub>2</sub> atmosférico.

Richards (1993) afirma que a temperatura global aumentou desde o final do século XIX. Assim como o IPCC (2007), esse autor afirma que a elevação da concentração do CO<sub>2</sub> atmosférico é o principal fator responsável por esse aumento. Karl et al. (1999), utilizando dados de diversas partes do globo, indicam tendência global de elevação no número de dias “excessivamente quentes” (*extremely hot days*) observados em cada ano. Resultados semelhantes a esses foram apontados por Manton et al. (2001), com base em dados de 15 países do sudeste asiático e do sudeste do Oceano Pacífico. Frei e Schar (2000), investigando tendências climáticas em eventos de precipitação pluvial na região dos Alpes europeus, detectaram, no outono e inverno, significativa elevação na frequência de ocorrência de totais de PRE com valores entre 15 e 39 mm/dia. Nos casos de precipitação diária mais elevada, segundo Frei e Schar (2000), não foram observadas significativas alterações. Alexander et al. (2006) analisando dados globais extremos de temperatura e precipitação, na escala diária, identificaram, em 70% das regiões analisadas, significativa elevação nas temperaturas noturnas. Segundo esses autores, houve também detecção de elevação nos dados relativos à precipitação pluvial. Entretanto, essas últimas

---

<sup>2</sup> Medida da influência de um fator no que diz respeito à alteração do balanço de energia do sistema superfície-atmosfera. Pode ser entendido como um índice que exprime a importância de um processo como mecanismo potencial de alterações climáticas.

alterações apresentaram uma coerência espacial bastante inferior à observada nos dados de temperatura do ar.

Haylock et al. (2006) analisando tendências em valores diários de precipitação na América do Sul (1960 a 2000), afirmam que o padrão de alteração observado nos valores extremos desse elemento meteorológico é, de modo geral, o mesmo para os totais anuais. Neste trabalho são verificadas mudanças para condições mais úmidas (“*changes to wetter conditions*”) na parte sul do Brasil. Em estudos similares, voltados para a temperatura do ar, Vincent et al. (2005) observaram tendências de elevação ligadas principalmente à temperatura noturna. Segundo esses autores, as estações em que foram detectadas tendências significativas concentram-se, especialmente, nas costas leste e oeste da América do Sul.

Com base em dados mensais de temperatura atmosférica (1913 a 1995) oriundos de 17 estações meteorológicas localizadas na Amazônia brasileira, Victória et al. (1998) observaram tendências de elevação da ordem de 0,56°C/século. Segundo esses autores, essa elevação teve início entre o fim da década de 1960 e começo da de 1970. Marengo et al. (2007) observam que, no sudeste do Brasil, o total anual de precipitação parece não ter sofrido alteração nos últimos 50 anos.

Sansigolo (2008), em estudo relativo à intensificação dos valores extremos de precipitação, temperatura máxima e mínima do ar e velocidade do vento, não detectou, com 95% de probabilidade, tendências climáticas significativas na localidade de Piracicaba. Dufek e Ambrizzi (2006) indicam que no Estado de São Paulo há indícios de tendências para uma condição atmosférica mais quente. Os autores afirmam que particularmente para as regiões norte e central do Estado, essa elevação é associada à diminuição de dias frios nos anos de 1990 a 2002, sendo mais severa no período de inverno. Esse trabalho também afirma que uma análise do crescimento urbano e as mudanças no uso do solo, assim como seus impactos no clima local, ainda se faz necessária, a fim de descrever em detalhes as diferenças gerais obtidas entre os resultados de cada estação meteorológica. Considerando essa última indicação torna-se clara a importância de analisar a existência de alterações de ordem climática no Estado de São Paulo, determinando suas datas aproximadas de ocorrência e suas respectivas significâncias estatísticas.

O conhecimento dessas duas últimas informações pode auxiliar a determinação das forçantes radioativas condicionantes/moduladoras das possíveis alterações nos dados



meteorológicos, em especial de temperatura do ar, observadas no Estado de São Paulo. Infere-se que se os métodos estatísticos detectarem tendências climáticas com significância e data inicial bastante distinta entre as localidades do Estado, as indicações de Dufek e Ambrizzi (2006), relativas à marcantes influências de fatores de escala local na variabilidade temporal das variáveis meteorológicas do Estado de São Paulo, tornam-se uma hipótese bastante provável.

## 2.2 Ilhas de calor urbano

De acordo com OKE (1987) a alta concentração de fontes de calor nas cidades, resulta no desenvolvimento das denominadas ilhas de calor urbano. Ichinose et al. (1999), em um estudo realizado na região metropolitana de Tóquio, Japão, afirmam que a taxa de evapotranspiração, tipicamente mais baixa na cidade, acentua ainda mais o contraste de temperatura com suas redondezas. De acordo com Lombardo (1984) a intensidade de uma ilha de calor é altamente influenciada pelas condições sinóticas atuantes. Os maiores gradientes de temperatura encontrados entre a área urbana da cidade de São Paulo e áreas rurais podem atingir valores superiores a 10° C no inverno.

Segundo Freitas e Da Silva Dias (2005) a altura da camada limite planetária<sup>3</sup> (CLP) é altamente modificada pela presença de urbanização sendo cerca de 150 m mais alta que seria no caso de uma zona vegetada (dias em que as fontes antropogênicas são menos intensas). Quando a participação dessas fontes é mais efetiva, a diferença pode ultrapassar 400m. A CLP pode ser influenciada até mesmo em regiões relativamente distantes das áreas urbanas. Comparações entre a área urbana e suas vizinhanças indicam que durante o período diurno essas diferenças variam entre 200 e 600 m, dependendo da região. De acordo com Freitas e Da Silva Dias (2005) essas diferenças podem ser explicadas pela alteração do balanço de energia em superfície. Na região urbana verificam-se altos valores para a razão de Bowen, em contraste com outras regiões, relativamente distantes da área metropolitana, onde os fluxos de calor sensível e latente são equivalentes. Esses autores afirmam também que as diferenças de temperatura encontradas entre as áreas urbanas e suas vizinhanças são altamente dependentes de suas dimensões, sendo que em

---

<sup>3</sup> Região da atmosfera em contato direto com a superfície. A CLP tem sua origem ligada aos processos turbulentos associados às trocas de energia, momento e massa entre superfície e atmosfera. Pode ser dividida em i) camada limite superficial, com altura de dezenas de metros, ii) camada de mistura, com espessura de até 2000 m e iii) camada de transição, com espessura variável entre 50 e 200 m. (Nieuwstadt e Duynkerke, 1996) e Oliveira (2003)

regiões urbanas relativamente pequenas o efeito de ilha de calor pode ser imperceptível em consequência da rápida mistura com o ar das regiões vizinhas.

É interessante ressaltar que o relatório do IPCC (2007) afirma que as ilhas de calor relativas ao clima urbano são reais, mas possuem efeitos pouco significativos (*negligible*) e apenas locais. É admitido que sua influência ou aumento na temperatura média atmosférica global é menor que  $0,006^{\circ}\text{C}$  a cada década. Contrapondo essa última afirmação às de Lombardo (1984) e Freitas e Da Silva Dias (2005), anteriormente citadas, torna-se evidente a necessidade de avaliar possíveis influências de fontes de calor urbano nas séries ou estações meteorológicas destinadas à estudos de alterações climáticas globais.

### **2.3 El Niño/Oscilação Sul e Oscilação Decadal do Pacífico**

De acordo com Haylock et al. (2006), alterações nas condições do fenômeno El Niño/Oscilação Sul (ENOS), entre 1960 a 2000, indicadas por condições mais negativas do Índice de Oscilação Sul (IOS), tiveram importante papel nas mudanças detectadas nas séries temporais de precipitação pluvial utilizadas por esses autores.

Devido à grande interação com a atmosfera, os oceanos têm papel fundamental na variabilidade climática, interanual e interdecadal do planeta. As trocas de calor latente e sensível dependem, principalmente, da temperatura da superfície do mar (TSM) (Voituriez e Jacques, 2000). Nesse contexto, devido a sua extensão, torna-se evidente a importância das variações da TSM do Oceano Pacífico nas condições climáticas globais.

Segundo Reboita (2004), a Oscilação Sul foi pioneiramente observada por Sir Gilbert Walker em 1924 ao notar a alternância das condições da pressão atmosférica ao nível médio do mar (PNM) entre as localidades de Darwin, Austrália ( $12^{\circ}\text{S}$  e  $130^{\circ}\text{E}$ ) e do Tahiti ( $17^{\circ}\text{S}$  e  $150^{\circ}\text{W}$ ). O IOS é uma medida da diferença de PNM entre essas duas regiões. Valores negativos do IOS caracterizam eventos de El Niño, ao passo que valores positivos caracterizam episódios de La Niña. O termo El Niño refere-se ao aumento da TSM no Pacífico tropical, ao passo que o termo La Niña refere-se ao resfriamento da mesma. Diversos trabalhos tais como Ropelewsky e Halpert (1987 e 1989), Mello et al. (1999a e 1999b), Cunha et al. (1999 e 2001) e Minuzzi et al. (2007)

procuraram relacionar o fenômeno ENOS à variabilidade temporal de elementos meteorológicos, utilizando o IOS como indicador da magnitude desse fenômeno.

Em anos normais, sem a determinação de El Niño ou La Niña, observa-se a célula Walker (CW) de circulação atmosférica caracterizada por movimentos ascendentes no Pacífico Central/Ocidental e movimentos descendentes no oeste da América do Sul, com ventos superficiais de leste para oeste, alísios, e de oeste para leste nos altos níveis da troposfera. Em anos característicos de El Niño há a bipartição da CW. Os ventos alísios tendem a enfraquecer podendo ter seu sentido invertido. Em anos de La Niña verifica-se um alongamento da CW, com os ventos alísios tornando-se mais intensos.

Zhang et al. (1997), Mantua et al. (1997) e Zhang et al. (1998), descrevem outra forma (ou característica) de oscilação na TSM do Oceano Pacífico similar ao ENOS, ocorrendo, entretanto, em escala multi-decadal. A esse fenômeno foi atribuído o nome de Oscilação Decadal do Pacífico (ODP). Mantua et al. (1997), utilizando, entre outros parâmetros, a TSM do Oceano Pacífico entre os anos de 1900 a 1995, define os períodos de 1900 a 1924 e 1947 a 1976 como fases frias da ODP, ao passo que os períodos de 1925 a 1946 e 1977 a 1995 (final da série utilizada por esses autores) como fases quentes. As influências dessa oscilação de escala multi-decadal na variabilidade climática da América do Sul foram pioneiramente investigadas por Andreoli e Kayano (2005) e Kayano e Andreoli (2007). Esses trabalhos demonstraram que para a precipitação pluvial esse fenômeno influencia de maneira construtiva (destrutiva) quando o ENOS e a ODP estão na mesma (oposta) fase. Contudo, Kayano e Blain (2007) e Blain et al. (2008) demonstram, especificamente para a região de Campinas, ser pouco consistente relacionar a variabilidade temporal da PRE às diferentes fases da ODP.

## **2.4 Métodos Estatísticos**

Os métodos estatísticos adotados no presente estudo podem ser classificados como i) paramétricos, isto é, exigem o ajuste dos dados empíricos/observados à uma distribuição teórica conhecida, ii) não paramétricos, ou seja, não fazem qualquer distinção quanto à forma da distribuição/população de que os dados são oriundos, e iii) espectrais, usualmente aplicados na investigação de periodicidades presentes em séries temporais.

### 2.4.1 Métodos paramétricos

Trabalhos como os de Hoel (1968) indicam que a probabilidade de ocorrência de um evento, pode ser definida como o somatório das frequências relativas esperadas de casos favoráveis à ocorrência desse fenômeno. Em estudos climatológicos, é comum a utilização de histogramas de amostras de dados para realizar inferências sobre uma população desconhecida. Com isso, a determinação do espaço amostral de análise torna-se etapa fundamental à caracterização do clima de uma região. Entretanto, de acordo com Dale (1968), o fato de um evento não ser registrado em uma amostra 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). Quando bem ajustados, os modelos teóricos resultam em maior embasamento estatístico da descrição climática, sendo importantes tanto em curtas quanto em longas séries (Sansigolo e Nery, 2000).

Nesse aspecto, é interessante ressaltar que os cálculos das probabilidades de ocorrência de variáveis aleatórias e contínuas envolvem a integração de funções contínuas denominadas funções densidade de probabilidade (FDP), conforme ilustrado na equação 1.

$$\int_x f(x)dx = 1 \quad (1)$$

Por meio da equação 1, Wilks (2006), entre outros, afirma que não há sentido em interpretar uma FDP para um único valor de uma dada variável contínua. Em outras palavras, de acordo com a equação 1, a probabilidade de ocorrência de um valor exato igual à  $x$  ( $\Pr\{x\}$ ) é infinitamente pequena. Essa característica é representada na equação 1, por meio da integral. Com isso, torna-se evidente que o conceito de probabilidade, na equação 1, está relacionado à área sob a curva de uma FDP, relativa à um intervalo de valores da variável contínua.

Segundo Wilks (2006), uma idéia relacionada à FDP é a da função cumulativa de distribuição (*cumulative distribution function*, FCD). A FCD é uma função  $F(x)$  de uma variável contínua e aleatória, dada pela integral de uma FDP até um valor particular de  $x$ , isto é:

$$F(x) = \Pr\{X \leq x\} = \int_{-\infty}^x f(x)dx \quad \text{em que } 0 \leq F(x) \leq 1 \quad (2)$$

Segundo Thom (1966), dependendo do evento meteorológico sob estudo, podem ser utilizadas diversas funções de distribuição de frequência. Entre estas, podem ser citadas: a

distribuição normal (DN, ou gaussiana), a distribuição gama (DG) e suas diversas formas e a distribuição geral dos valores extremos (GEV).

De acordo com Morettin e Bussab (2003), entre outros, a DN é uma das mais importantes distribuições, pois muitas técnicas estatísticas, tais como análises de variância, regressão e alguns testes de hipóteses, assumem normalidade dos dados. Astolpho (2003) afirma que, a distribuição normal pode ser utilizada na caracterização de séries anuais de temperatura mínima média e absoluta no Estado de São Paulo.

Vários autores têm utilizado a distribuição gama no estudo da variabilidade de elementos ambientais, entre os quais cita-se Thom (1966), Juras (1994), Wilks (1995), Ropelewski e Halpert (1996), Nunes e Calbete (2000), Brunetti et al. (2001), Morais et al. (2001), Blain (2005) e Blain et al. (2007). Autores como Ben-Gai et al. (1998), afirmam que, a função densidade de probabilidade associada à DG (FDPG) reconhece a dinâmica do clima, fornecendo a distribuição esperada das classes de valores de chuva e suas respectivas probabilidades de ocorrência. Essa função assume diversas formas, de acordo com a variação de seus parâmetros de forma ( $\alpha$ ) e de escala ( $\beta$ ): valores de  $\alpha$  inferiores a 1 resultam em uma distribuição fortemente assimétrica (forma exponencial) com a curva  $g(x)$  tendendo ao infinito para  $x$  tendendo à 0. Em  $\alpha = 1$  a função intercepta o eixo vertical em  $1/\beta$  para  $x = 0$ . O aumento da magnitude de  $\alpha$  diminui o grau de assimetria, desvio em relação à moda, da distribuição (a densidade de probabilidade desloca-se para a direita). Valores de  $\alpha$  maiores que 1 resultam na FDPG com ponto máximo, moda, em  $\beta*(\alpha-1)$ .

O aumento do parâmetro  $\beta$  alonga a FDPG para direita, com redução de sua altura e diminuição da probabilidade de ocorrência do valor da moda. Analogamente, conforme a densidade é deslocada à esquerda, diminuição da magnitude de  $\beta$ , a altura da função torna-se maior fazendo com que a probabilidade de ocorrência do valor da moda aumente. Os parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$  são normalmente estimados por meio do método da máxima verossimilhança conforme indicado por Thom (1966) e Wilks (2006).

Segundo Wilks (2006), uma motivação importante no estudo e modelagem da estatística de valores extremos é voltada a estimação de probabilidades de valores raros e potencialmente prejudiciais à sociedade. Sansigolo (2008) afirma que a teoria de valores extremos (TVE) é fundamental para esse tipo de estudo em que a função densidade de probabilidade associada a

distribuição geral de valores extremos é freqüentemente utilizada. A função cumulativa da função densidade de probabilidade associada a essa distribuição pode ser escrita a fim de indicar o valor  $x$  correspondente à um dado quantil  $p$ :

$$F^{-1}(p) = \xi + \frac{\beta}{k} \{[-\ln(p)]^{-k} - 1\} \quad (3)$$

De acordo com Wilks (2006), os parâmetros da FDPE são usualmente ajustados utilizando-se os métodos do “*L-moments*” ou da máxima verossimilhança (MV). Segundo Sansigolo (2008) o MV é reconhecido como o método mais apropriado para estimação dos parâmetros de uma FDP. De acordo com Wilks (2006), o aumento do número de valores contidos em um espaço amostral acarreta na convergência dos métodos MV e L-moments. A GEV pode assumir três casos particulares, de acordo com o valor de  $k$ .

É importante observar que a TVE assume que os dados sob investigação são: a) independentes; b) oriundos de uma mesma distribuição e c) o número  $N$  de valores que compõem essa série é suficientemente grande para convergir a distribuição empírica à GEV. Wilks (2006) ressalta que um problema relacionado à aplicação da TVE é que nem sempre os dados que compõem uma série de valores extremos podem ser considerados resultantes do mesmo processo físico ou, em outras palavras, provenientes da mesma distribuição. Contudo, Wilks (2006) também afirma que esse fato não invalida a GEV como interessante alternativa para descrever esse tipo de série meteorológica. Empiricamente, essa distribuição teórica é freqüentemente adequada, mesmo quando nem todas as exigências da TVE são respeitadas (Wilks, 2006). Autores como Madsen et al. (1997) e Wilks (1993) indicam que, nesses casos, a adequação da GEV à descrição analítica dos valores observados deve ser realizada em conjunto com outras distribuições.

O teste da razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ) é indicado por Schickedanz e Krause (1969) e Wilks (2006) como sendo uma interessante alternativa para verificar se distintos períodos de uma série histórica podem ser considerados oriundos da mesma população. Este método compara as verossimilhanças associadas à hipótese de nulidade ( $H_0$ ) as associadas a hipótese alternativa ( $H_A$ ). Sob  $H_0$ , a distribuição dos valores de  $\Lambda^*$  é qui-quadrado ( $\chi^2$ ).  $H_0$  considera que os distintos períodos sob teste pertencem a mesma distribuição e é rejeitada quando a verossimilhança associada a  $H_A$  é suficientemente elevada para que as diferenças estatísticas entre os distintos

períodos da mesma série sejam consideradas apenas variações amostrais. O teste é definido por Wilks (2006) da seguinte forma:

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

$H_0$  é rejeitado se o valor de  $\Lambda^*$  for superior a um dado quantil da distribuição  $\chi^2$ .

#### 2.4.2 Função auto-correlação

Variáveis atmosféricas normalmente exibem algum grau de dependência em relação a seus valores anteriores. Segundo autores como Katz (1982) e Wilks (2006), na terminologia das ciências meteorológicas, essa dependência é usualmente denominada de persistência temporal, podendo ser definida como o condicionamento das probabilidades de ocorrência entre dados sucessivos de uma mesma série temporal.

Persistência positiva indica que elevados ou baixos valores de uma variável tendem a serem seguidos por valores também elevados ou baixos. Segundo Wilks (2006) uma consequência dessa característica pode ser exemplificada pelo fato de que a probabilidade de um dia apresentar temperatura acima da normal é elevada quando os dias precedentes a este apresentaram temperaturas anômalas elevadas. Ainda sob o aspecto estatístico, a existência de persistência tem importantes implicações, tal como o aumento da variância das amostras de uma série. Ignorar essa característica pode levar a erros na estimação dessa medida de dispersão e invalidar testes estatísticos que assumem independência dos dados (Wilks, 2006).

Comparando uma série temporal de dados independentes a uma contendo persistência, verifica-se que na série auto-correlacionada os valores adjacentes tendem a ser mais semelhantes do que em uma amostra de dados aleatórios, exibindo, com isso, longos períodos com dados bastante distintos da média populacional. Como consequência, as médias aritméticas ou outras medidas estatísticas de posição, estimadas com base em amostras dessas séries, têm maiores probabilidades de apresentarem valores distintos dos parâmetros populacionais (Wilks, 2006). Segundo Panofsky e Brier (1968) e Wilks (2006), a existência de persistência em uma série meteorológica aumenta o número de dados necessários para a realização de uma caracterização climática.

Nesse ponto, é importante ressaltar que séries meteorológicas que apresentem tendências de elevação, por exemplo, irão apresentar valores significativos da função auto-correlação. Essa falsa indicação de persistência temporal deve-se ao fato de que, para o exemplo considerado, elevados valores de uma variável  $X_t$  tendem a ser seguidos também por elevados valores. Dessa forma, quando há suspeitas de tendências presentes nas séries sob investigação, a aplicação da função auto-correlação deve ser vista com cautela. O conhecimento dos processos físicos presentes nas séries sob análise pode auxiliar na interpretação dos resultados dessa última forma de análise.

### **2.4.3 Métodos não paramétricos**

Segundo Wilks (2006) os testes não paramétricos são aqueles elaborados de forma tal que a distribuição de que os dados sob análise são oriundos torna-se irrelevante. Entre os métodos não paramétricos mais utilizados na análise de séries temporais meteorológicas estão os testes de Mann-Kendall e o de Pettitt

Inicialmente proposto por Mann (1945) e Kendall e Stuart (1967) o teste de Mann-Kendall (MK) quando comparado à outros métodos paramétricos, é bastante robusto quanto à desvios da normalidade e não- estacionaridade, justificando o fato do MK ser muito utilizado em estudos de tendências em séries temporais.

Contudo, é necessário ressaltar que a presença de auto-correlações positivas ou negativas afeta a sensibilidade desse método não paramétrico (Hamed e Rao, 1998 e Bayazit e Onoz, 2007). A presença de auto-correlação positiva aumenta a probabilidade de detecção de falsas tendências de elevação; características opostas são observadas na presença de auto-correlação negativa. A fim de adaptar o MK a séries auto-correlacionadas, bem como lidar com dificuldades de influências de possíveis sazonalidades presentes em séries temporais, Hirsch et al. (1982) e Hirsch e Slack (1984) propuseram um método denominado de Mann-Kendall Sazonal (SMK).

No caso de séries mensais, o SMK deve ser calculado organizando-se os dados em forma de matriz, em que as colunas são preenchidas com os valores relativos a cada mês do ano. Por exemplo, para o caso de 50 anos de dados mensais, tem-se uma matriz  $50 \times 12$  com os valores dentro de cada coluna classificados de acordo com o ano em ordem crescente. Para esse método,  $H_0$  não é rejeitada se, em um teste bilateral, o valor absoluto de SMK for menor que um



determinado valor da tabela da distribuição normal reduzida. Autores como Marengo et al. (2007) utilizam o nível de significância  $\alpha = 0,05$  para condução desse teste. Utilizando dados hidrológicos, Lettenmaier et al. (1994) afirmam que a vantagem da aplicação do SMK está relacionada ao fato de que alterações em estações em que são esperados baixos valores das variáveis sob investigação não são influenciadas (*dominated*) por elevados valores oriundos de outras épocas.

O teste de Pettitt (Pettitt, 1979) indica se duas amostras oriundas da mesma série temporal podem ser consideradas pertencentes a mesma população. Segundo Back (2001) esse método é uma versão do teste de homogeneidade de populações de Mann-Whitney (teste U). Trabalhos como os de Victória et al. (1998), Back (2001) e Mortatti (2004) adotam o nível de significância  $\alpha=0,05$  para aplicação deste teste.

A fim de facilitar a compreensão dos testes de Pettitt e SMK, é proposto um exemplo hipotético de aplicação em uma série de 60 anos de dados ( $i=1...60$ ) composta por três agrupamentos sazonais (S1, S2, S3). Os agrupamentos S1 e S2 são inteiramente aleatórios. S3 é composto por dados aleatórios até os 30 anos iniciais. O valor relativo ao ano 31 ( $S_{31}$ ) é estimado como o maior ocorrido nos primeiros 30 anos dessa “estação”. Os últimos 29 anos são estimados por ( $S_i = S_{i-1} + 0,05$ ; para  $i > 31$ ). Adotando-se o nível de significância 0,05, o valor crítico para o teste de Pettitt torna-se  $K(t)_{\text{critico}} = 368$ , ao passo que o SMK será significativo sempre que sua estatística estiver fora do limite  $[-1,96:196]$ . Na Figura 1 são ilustradas a série hipotética e a aplicação dos métodos não paramétricos.

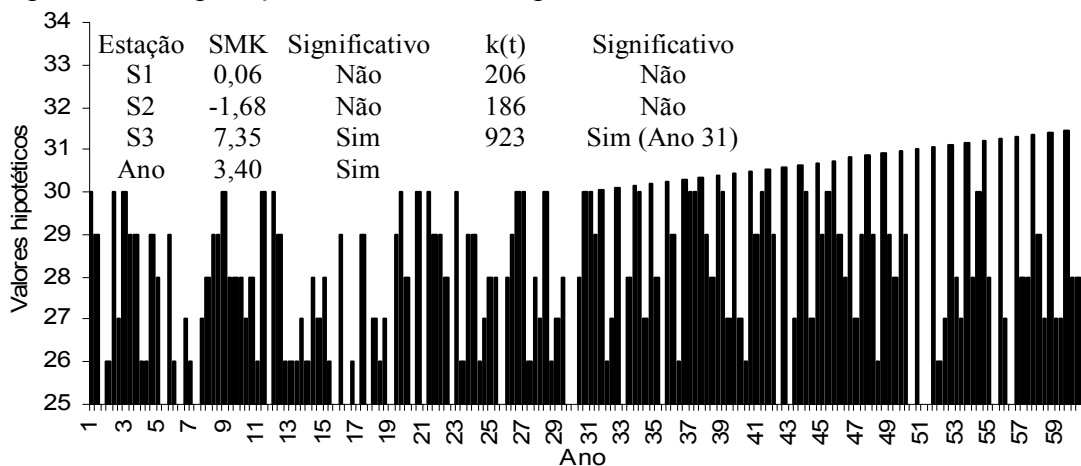


Figura 1 - Exemplo hipotético do teste Mann-Kendall Sazonal (SMK) e do teste de Pettitt [K(t)], ambos conduzidos à 5% de significância

O exemplo da Figura 1 indica a vantagem de utilizar os testes SMK e Pettitt de forma conjunta. Utilizando-se o SMK é possível detectar tendências presentes em uma série, bem como o agrupamento sazonal em que tal alteração foi observada. Por meio do fator  $K(t)$ , observa-se a data de início dessa mudança nos valores da série. O SMK também indica que a alteração em S3 foi de tal magnitude ( $SMK = 7,35$ ) que modificou de forma significativa a média anual dos valores da série ( $SMK = 3,40$ ).

#### 2.4.4 Análise de séries temporais

Segundo Wilks (2006), entre outros, existem duas formas fundamentais de análise de séries temporais: análises no domínio do tempo e no domínio da frequência. A primeira busca caracterizar a série de dados considerando o mesmo domínio em que os dados foram coletados/observados. Segundo Wilks (2006) o método fundamental dessa forma de análise é a função auto-correlação (acf), citada no item 2.4.2 e descrita nas equações 37 e 38.

Análises no domínio da frequência buscam a representação da série temporal em termos da contribuição de cada escala temporal para um dado valor  $X_t$ . Como exemplo, no Estado de São Paulo, uma série horária de temperatura do ar exibe uma elevada variação nas escalas diária (24h) e anual (8760h). Em termos de frequência, essa série exibirá picos nas frequências 0,0417/h e 0,0000114/h. Sob essa última forma de investigação estatística a análise espectral é, provavelmente, um dos métodos mais utilizados. O conceito de espectro de uma série temporal é análogo ao de um espectro óptico. Este último fornece a repartição da energia, irradiada por determinada fonte, em função da frequência ou comprimento de onda. O espectro de uma série temporal indica a contribuição das oscilações obtidas em várias frequências à variância total da série sob investigação (Panofsky e Brier, 1968).

A análise espectral é fundamental em áreas em que o interesse básico é a procura de periodicidades nos dados (Morettin e Tolo, 2006). Para uma série  $X_t$  com  $\{t \in \mathbb{Z}\}$  e  $N$  dados, assumindo um processo estocástico estacionário, a função densidade espectral é definida pela transformada de Fourier de  $\gamma(t)$  (Morettin e Tolo, 2006).

$$f(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} \gamma(\tau) e^{-i\lambda\tau} \quad -\infty \leq \lambda \leq \infty \quad \text{para } e^{i\lambda} = \cos(\lambda) + i\sin(\lambda) \text{ com } e = \sqrt{-1} \quad (5)$$

A transformada Finita de Fourier (TFF) é um método muito utilizado para estimação do espectro de uma série temporal, podendo ser descrita por:

$$d^{(N)}(\lambda) = \frac{1}{\sqrt{2\pi N}} \sum_{t=1}^N X_t e^{-i\lambda t} \quad -\infty \leq \lambda \leq \infty \quad (6)$$

Associado à TFF, o periodograma pode ser descrito por

$$I_j^{(N)} = |d^{(N)}|^2 = \frac{1}{\sqrt{2\pi N}} \left| \sum_{t=1}^N X_t e^{-i\lambda t} \right|^2 \quad (7)$$

Conforme descrito em Morettin e Toloï (2006), na prática, a equação 7 só pode ser calculada para um número finito de frequências, ou períodos, sendo completamente determinada para  $\lambda_{(j)} = 2\pi j/N$ . Descrição completa da análise de Fourier pode ser encontrada em diversos trabalhos, tais como Morettin e Toloï (2006) e Wilks (2006). Elevados valores da equação 7 indicam, quando significativos, periodicidades presentes nas séries sob investigação. Contudo, analisando as equações 5 a 7, torna-se evidente que a análise de Fourier considera apenas o espaço frequência em sua análise. Em outras palavras, assume-se que o espectro de uma série temporal é independente da escolha de uma origem temporal  $t$ .

Nakken (1998) afirma que variáveis meteorológicas requerem, devido à natureza temporal de seus sinais, investigações baseadas no espaço tempo-frequência a fim de revelar características espectrais, em função do tempo, que a análise de Fourier não é capaz de detectar. Esse autor afirma também que a análise de ondaletas (AO) é bastante adequada para investigar tendências não-estacionárias em séries de precipitação pluvial, revelando mudanças abruptas, pontos de quebra e descontinuidades nos sinais desse elemento.

Segundo Torrence e Compo (1998) a AO tem se tornado um método bastante comum na análise de picos localizados de variância ou potencia em uma série temporal. Por meio da decomposição desta série temporal em diferentes espaços de tempo e frequência (“*time-frequency space*”) é possível determinar picos de potencia em diferentes frequências e períodos. De acordo com Daubechies (1990) a transformada de ondaleta pode ser usada para análise de séries temporais que contenham variâncias não-estacionárias em diferentes frequências. Essas características descritas por Daubechies (1990), Torrence e Compo (1998) e Nakken (1998) indicam que a análise de ondaletas é superior à de Fourier na investigação estatística de séries temporais meteorológicas.

Kayano e Blain (2007) utilizaram a análise de ondaletas para investigar picos de variâncias em séries mensais de PRE, T<sub>min</sub> e T<sub>max</sub>, na série meteorológica de Campinas (1890-2006). Os principais resultados dessa análise relativos à PRE são ilustrados na Figura 2.

Segundo Kayano e Blain (2007), a potência global da ondaleta (GWP) da PRE mostra picos não significativos em 0,6, 3,5 (Figura 2b). Estes picos resultam de potências (ou variâncias) significativas localizadas em esparsos e curtos intervalos de tempo espalhados no período de 117 anos. Isto é também ilustrado na Figura 2c, que mostra a potencia média (MEPO) por escalas (0,25-1 e 2-7 anos). Para a escala de 2-7 anos (escala do ENOS), alguns valores máximos de MEPO coincidem com anos de La Niña, como em 1908-10, 1933-34 e 1970-71. Porém, em outras La Niña fortes (1955-56, 1973-74, 1975-76 e 1988-89), a MEPO não mostra valores altos. Portanto, o sinal do ENOS na PRE não é claro. Os máximos de MEPO nas escalas de 0,25-1 e de 2-7 anos em 1933-34 e 1970-71 são coincidentes, indicando, conforme Kayano e Blain (2007), possível modulação de fenômenos de alta frequência pelos de escala interanual.

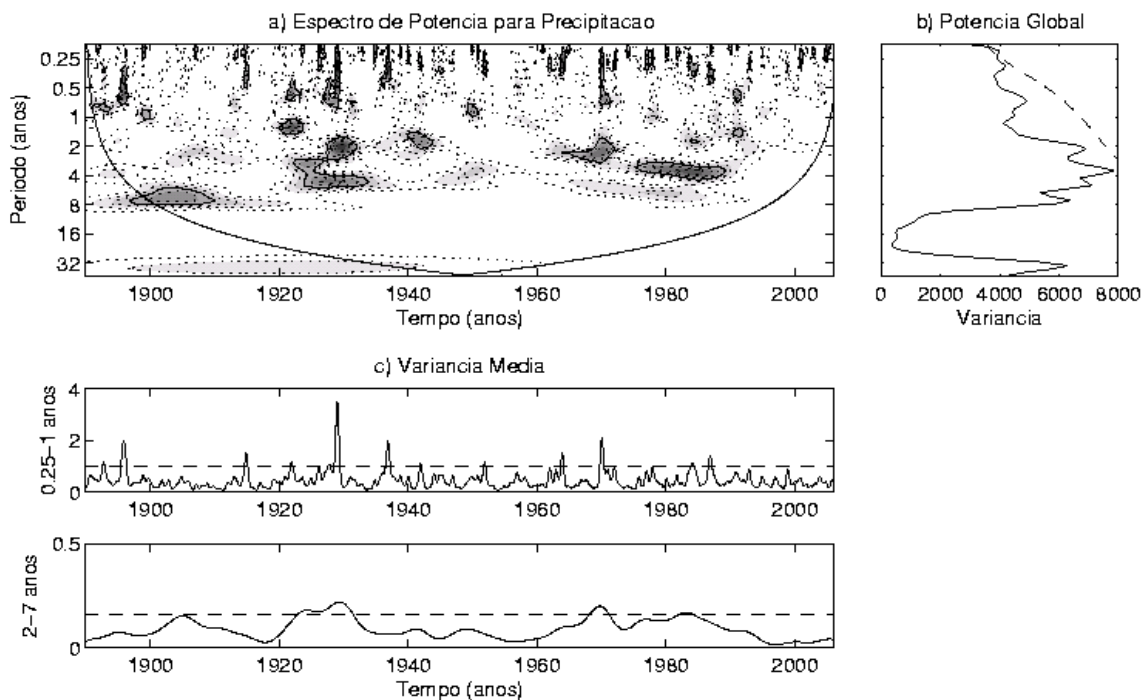


Figura 2 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para precipitação pluvial normalizado por  $1/\sigma^2$  ( $\sigma^2=4,32 \times 10^3 \text{ mm}^2$ ); b) Potência Global da Ondaleta (GWP) (em unidades de variância) e c) Médias por escalas da Potência da Ondaleta (MEPO) para escalas de 0,25-1 ano e 2-7 anos. Os contornos tracejados em (a) são variâncias normalizadas variando de 1 a 10 com intervalo de 1. Os contornos fechados englobam variâncias significativas e a região onde os efeitos de borda são importantes situa-se sob a curva em forma de U em 2a. À direita da curva tracejada em b estão os valores significativos supondo espectro de fundo com método estimado segundo Torrence e Compo (1998). A linha tracejada em c indica o mínimo valor significativo

Ainda segundo Kayano e Blain (2007) as séries de temperatura mínima mostram um forte pico significativo em 31,2 anos, que decorre de potências significativas observadas ao longo do período de análise. Portanto, a variabilidade dominante nestas séries é a de escala multi-decenal. Outro aspecto dominante é que os curtos intervalos com potências significativas de 0,25-1 ano na temperatura não estão espalhados uniformemente no período de 117 anos, mas localizadas nos períodos específicos de: 1905-1915, 1930-1945, 1960-1980 e 1990-2006. Por outro lado, as variações da MEPO na escala de 2-7 anos para T<sub>min</sub>, embora não significantes, são consistentes com as da escala de 0,25-1 ano, o que indica uma possível modulação de variações de alta frequência pelas de baixa frequência. Os máximos da MEPO para T<sub>min</sub> para a escala de 2-7 anos de 1908-1910 e de 1932-33 correspondem a anos de La Niña; o do início dos anos 60 não tem correspondência com extremos do ENOS; e o do início dos anos 90 corresponde a um ano de El Niño. Esses autores verificam que não foi notada uma consistência entre escalas nas variações da MEPO. Esses resultados indicam que as variações interanuais na temperatura mensal do ar, nessa localidade, podem não estar associadas ao ENOS (Kayano e Blain, 2007). Nesse mesmo aspecto diversos trabalhos, como os de Grimm et al. (1996a; 1996b) indicam que no Brasil, o sinal do ENOS se dá, principalmente por anomalias climáticas de precipitação pluviométrica nas regiões Sul e Nordeste.

#### **2.4.5 Testes de hipótese e de aderência**

De acordo com Wilks (2006) todo teste de hipótese deve ser baseado em cinco etapas:

- 1) Identificação de um teste estatístico apropriado para a amostra em análise.
- 2) Definição da hipótese de nulidade.  $H_0$  define um patamar de referência contra o qual será contrastado o teste estatístico aplicado. Normalmente deseja-se rejeitar  $H_0$ .
- 3) Definição de uma hipótese alternativa. Frequentemente  $H_A$  é definida em sua forma mais simples:  $H_0$  não é verdadeira; embora alternativas mais complexas possam ser elaboradas.
- 4) Obtenção da distribuição de nulidade (*null distribution*;  $D_0$ ).  $D_0$  é a distribuição amostral do teste estatístico considerando  $H_0$  verdadeira (pode ser uma distribuição paramétrica perfeitamente conhecida, uma distribuição que pode ser satisfatoriamente aproximada à uma distribuição

paramétrica ou uma distribuição empírica obtida por amostragem). A identificação de  $D_0$  é etapa crucial na definição do teste de hipótese.

5) Comparação do teste estatístico adotado com a distribuição de nulidade. O valor desse teste indica se  $H_0$  deve ser rejeitada. A não rejeição de  $H_0$  não afirma que a hipótese de nulidade é necessariamente verdadeira. Pode-se apenas afirmar que ela não é inconsistente com os dados observados.

Autores como Assis et al. (1996), afirmam que o teste de aderência qui-quadrado ( $\chi^2$ ) é aplicado para verificar o ajuste de uma distribuição de probabilidade conhecida a uma amostra de dados com distribuição desconhecida. De acordo com Wilks (1995) e Wilks (2006), o  $\chi^2$ , em sua essência, compara, para variáveis discretas, um histograma à uma distribuição de probabilidade. Em caso de variáveis contínuas o histograma é comparado às densidades de probabilidade. Ainda segundo Wilks (2006) o  $\chi^2$  é melhor aplicável a dados discretos, pois seu método exige a divisão das curvas de probabilidade em intervalos ou classes discretas. Tal divisão pode, segundo esse autor, resultar em perda de importantes características.

Autores como Panofsky e Brier (1968), Wilks (1995), Assis et al. (1996) e Wilks (2006), afirmam que o teste de Kolmogorov – Smirnov (KS) é também indicado para verificar se os valores de uma série de dados podem ser considerados como provenientes de uma população com distribuição teórica preestabelecida, sob a hipótese da nulidade  $H_0$ . Assis et al. (2004), ao avaliarem o ajuste de séries históricas de temperatura e radiação solar global diária às funções de densidade de probabilidade normal e log-normal, afirmam que o teste de aderência de KS é bastante recomendado para o caso de séries com dados aproximadamente simétricos. Ao contrário do observado para o teste  $\chi^2$ , o KS compara a FCD empírica à FCD teórica ou paramétrica, não havendo, com isso a necessidade de divisão dos dados em classes quantizadas. Nesse sentido, Wilks (1995) e Wilks (2006) afirmam que, para distribuições contínuas, o teste KS é melhor aplicável quando comparado ao  $\chi^2$ .

Outra etapa fundamental em um teste de aderência é a determinação de seu rigor ou do seu nível de significância. De acordo com Wilks (2006), uma das formas de interpretar o nível de significância de um teste de aderência é por meio da probabilidade de rejeitar-se  $H_0$ , sendo esta verdadeira. Essa falsa rejeição é denominada de erro tipo I e sua probabilidade (nível do teste) é usualmente representada por  $\alpha$ .

Erros tipo I são definidos em contraste aos erros tipo II, que por sua vez ocorrem quando não há a rejeição de  $H_0$ , sendo esta falsa. A probabilidade do erro tipo II é usualmente denominada  $\beta'$ . É ilustrada na Figura 3 a relação entre o erro tipo I e tipo II em um teste conduzido ao nível  $\alpha' = 5\%$  de significância.

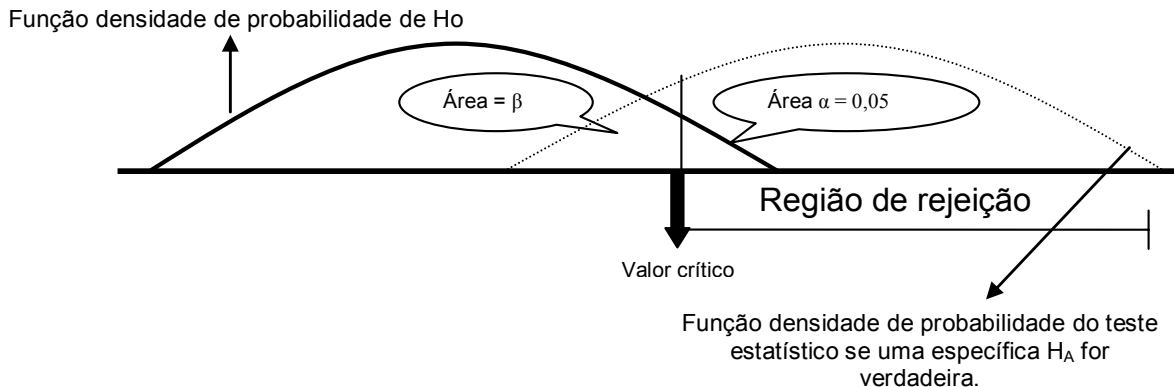


Figura 3 - Relação entre o nível  $\alpha'$  de rejeição, correspondente à probabilidade  $\alpha'$  do erro tipo I (área  $\alpha$ ); e a probabilidade  $\beta'$  do erro tipo II (área  $\beta$ ). O eixo horizontal representa os possíveis valores do teste estatístico

Apesar de ser extremamente interessante minimizar as probabilidades tanto do erro tipo I quando a do erro tipo II nota-se na Figura 3 que ainda que o nível do teste seja ajustado – o que corresponde a mover o valor crítico para direita (diminuir o valor de  $\alpha'$ ; restringindo a área de rejeição) ou para esquerda (aumentar o valor de  $\alpha'$ ) a diminuição da probabilidade do erro tipo I acarreta no aumento da probabilidade do erro tipo II. De acordo com Wilks (2006) o nível  $\alpha'$  do teste pode ser especificado, ao passo que a probabilidade do erro tipo II normalmente não.  $H_A$  é definida mais genericamente que  $H_0$  e, usualmente, é baseada na união de diversas hipóteses alternativas. A probabilidade do erro tipo I depende da distribuição de nulidade, a qual deve ser conhecida para que o teste estatístico seja adotado; entretanto,  $\beta'$  depende de uma  $H_A$  específica, a qual, geralmente não é conhecida. É ilustrada na Figura 3 a relação entre  $\alpha'$  e  $\beta'$  para apenas uma das infinitas possíveis hipóteses alternativas.

Apesar da dificuldade acima descrita, muitas vezes é importante examinar a variabilidade de  $\beta$  em um intervalo de possíveis  $H_A$ . Esse tipo de análise é citada por Wilks (2006) com o nome de rigor do teste (*power of the test*) e é normalmente realizada em termos do valor  $1 - \beta$  em contraste a uma específica  $H_A$ . Na Figura 3, o rigor do teste corresponde a área à direita da distribuição amostral (para um dado  $H_A$ ) excluindo-se a área  $\alpha$ . A relação entre o rigor do teste e uma específica hipótese alternativa é chamada de *power function* e expressa a probabilidade de

rejeitar-se  $H_0$  em função “do quanto errada esta hipótese está”. De acordo com Wilks (2006) esse fato justifica a escolha de um nível  $\alpha$ ’ mais elevado (10%, por exemplo) imprimindo, dessa forma melhor equilíbrio na probabilidade dos erros tipo I e II.

Nesse ponto, é interessante ressaltar que trabalhos como os de Assis et al., (1996) e Astolpho (2003) apresentam outra interpretação relativa ao teste de hipótese. De acordo com Assis et al., (1996) um teste de hipótese realizado a 5% de significância resultaria, em caso de aceitação de  $H_0$ , em uma “confiabilidade” de 95%. O termo confiabilidade não foi definido pelos autores. De acordo com Astolpho (2003) a adoção desse mesmo nível de significância indica que a probabilidade de “erro” é no máximo de 5% (o autor não especificou qual o tipo de erro foi considerado).



### 3 MATERIAL E MÉTODOS

#### 3.1 Material

Foram utilizados dados de precipitação pluviométrica e de temperatura do ar de postos meteorológicos do Estado de São Paulo pertencentes ao Instituto Agrônomo da Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Estado de São Paulo (IAC/APTA/SAA) e da Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” da Universidade de São Paulo (ESALQ/USP), conforme ilustrado na Tabela 1 e na Figura 4.

Tabela 1 - Locais e respectivas coordenadas geográficas utilizados para a detecção de tendências e variações climáticas no Estado de São Paulo

Locais	Precipitação	Tmax	Tmin	Latitude (S)	Longitude (W)	Altitude
Campinas	1890 a 2007	1890 a 2007	1890 a 2007	22°54'	47°05'	669m
Cordeirópolis	1934 a 2007	1940 a 2007	1940 a 2007	22°27'	47°24'	639m
Jundiaí	1942 a 2007	*	*	23°07'	47°43'	538m
Mococa	1942 a 2007	1948 a 2007**	*	21°27'	46°59'	665m
Monte Alegre Do Sul	1943 a 2007	1945 a 2007	1945 a 2007	22°42'	46°39'	777m
Pindorama	1951 a 2007	1951 a 2007	1951 a 2007	21°13'	48°54'	562m
Piracicaba	1917 a 2007	1917 a 2007	1917 a 2007	22°42'	47°38'	546m
Ribeirão Preto	1937 a 2007	1943 a 2007	1943 a 2007	21°11'	47°48'	620m
Ubatuba	1935 a 2007	1955 a 2007	1955 a 2007	23°27'	45°04'	8m

\* dados inexistentes ou não utilizados

\*\* Utilizado somente nas escalas anual e mensal

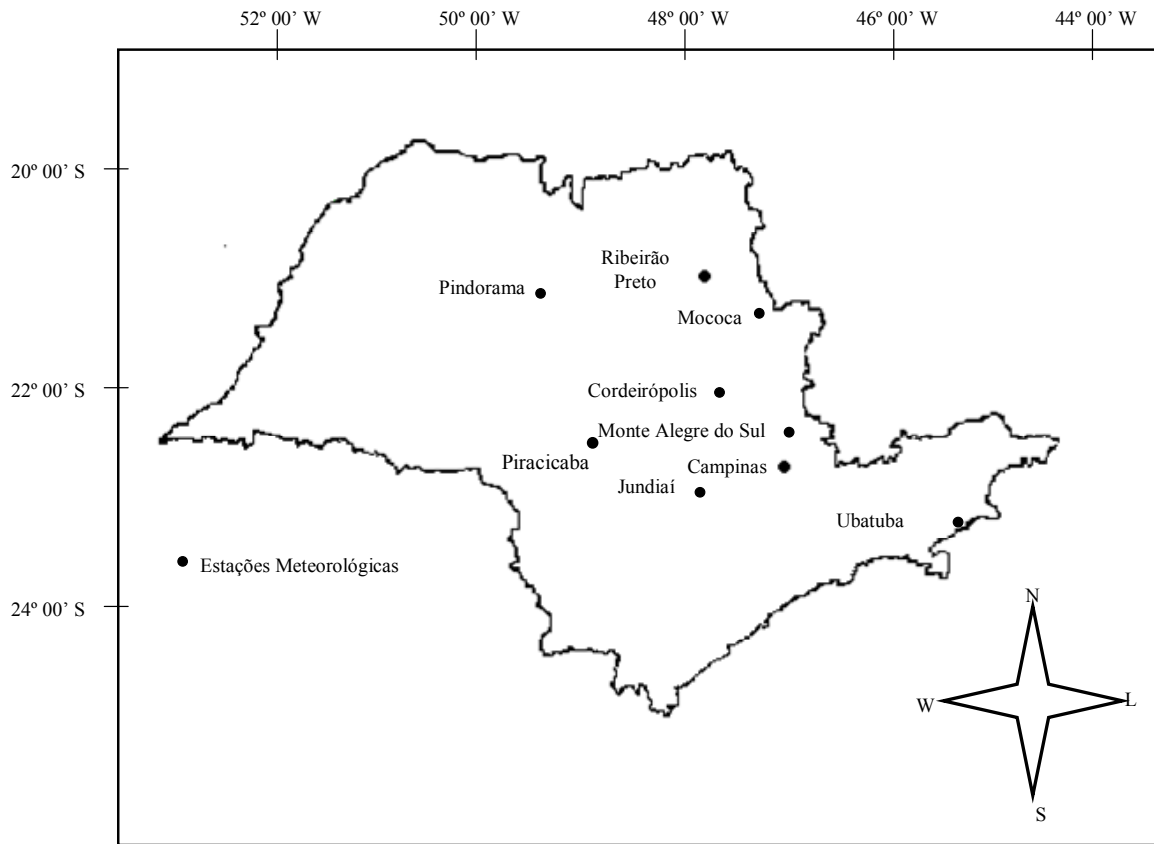


Figura 4 - Locais utilizados para a detecção de tendências e variações climáticas no Estado de São Paulo

### 3.2 Métodos

As séries temporais mensais ou anuais foram denotadas por  $\{X_t, t = 1, 2, 3, \dots, N\}$ , em que  $N$  é o número de meses ou anos contido em cada agrupamento temporal. Considera-se também que  $t \in T$  que é, por sua vez, caracterizado como o conjunto dos inteiros positivos  $Z = \{1, 2, 3, \dots\}$ .

As análises realizadas foram baseadas em métodos paramétricos, não paramétricos e de séries temporais. A justificativa em adotar as duas primeiras formas de investigação é baseada nas afirmações, anteriormente citadas, de Dale (1968) e Sansigolo e Nery (2000), relativas ao maior embasamento estatístico da descrição climática quando são utilizados modelos teóricos paramétricos. Dessa forma, pode-se inferir que o primeiro passo no estudo de possíveis variações climáticas, seria o ajuste das séries meteorológicas a uma distribuição teórica conhecida. A análise de possíveis tendências climáticas seria realizada por meio do estudo dos parâmetros das distribuições relativas a cada amostra dessa série, diminuindo com isso, a probabilidade de que as

diferenças entre cada sub-período seja atribuída à deficiências no tamanho da amostra (falha na descrição climática da região).

Em contra partida, é também interessante ressaltar Frei e Schar (2000) que afirmam que análises de tendências em longas séries meteorológicas confrontam-se com a dificuldade fundamental de que as variações estocásticas, presentes em qualquer série meteorológica, limitam a acurácia com que possíveis tendências podem ser detectadas. Esses autores especificam os dois tipos de erro que podem ocorrer: a) indicação de tendências climáticas, quando há apenas flutuações essencialmente controladas pelas variações estocásticas (erro tipo I); b) uma real tendência climática não é identificada por estar encoberta por flutuações estocásticas de pequenas escalas temporais (erro tipo II). Esses tipos de erro estão presentes em qualquer forma de análise de mudanças climáticas, incluindo os relativos à valores médios (Frei e Schar, 2000). No presente caso, apesar da suavização causada pelo ajuste das distribuições empíricas às distribuições teóricas diminuir a probabilidade do erro tipo I, aumenta, obviamente, a do tipo II. Com isso, torna-se interessante analisar possíveis variações e tendências climáticas considerando também testes não paramétricos. A análise espectral foi utilizada a fim de investigar possíveis periodicidades presentes nos dados, determinando a localização temporal dos picos de potência dos sinais  $X_t$ .

### 3.2.1 Métodos paramétricos e testes de aderência

As distribuições teóricas utilizadas no estudo foram: normal (DN), gama (DG) e geral dos valores extremos (GEV).

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

$$f(X) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{(X - \mu)^2}{2\sigma^2}\right)\right] \quad \text{para } -\infty < x < +\infty \quad (8)$$

em que:

$\sigma$ , o desvio padrão dos dados na série;

$\mu$ , a média aritmética dos dados na série.

É importante ressaltar a impossibilidade de integração analítica da equação 8. Dessa forma, não há expressão de FCD para esta distribuição. De acordo com Wilks (2006), as probabilidades acumuladas podem ser obtidas por meio de tabelas ou algoritmos computacionais.

A expressão da FDPG para uma variável  $x$  é:

$$g(X) = \frac{X^{\alpha-1} * e^{-x/\beta}}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} \quad \text{para } X > 0 \quad (9)$$

Em que:

$\alpha > 0$ , parâmetro de forma (adimensional)

$\beta > 0$ , parâmetro de escala (apresenta mesma dimensão da variável  $x$ )

$\Gamma(\alpha)$ , a função gama

A função densidade de probabilidade da distribuição geral de valores extremos é descrita por:

$$f(x) = \frac{1}{\beta} \left[ 1 + \frac{k(x-\zeta)}{\beta} \right]^{-1-\frac{1}{k}} \exp \left\{ - \left[ 1 + \frac{k(x-\zeta)}{\beta} \right]^{-\frac{1}{k}} \right\} \quad \text{para } 1 + \frac{k(x-\zeta)}{\beta} > 0 \quad (10)$$

Em que:

$\zeta$ , é o parâmetro de localização (*location*);

$\beta$ , é o parâmetro de escala;

$k$ , é o parâmetro de forma;

A GEV pode assumir três casos particulares, de acordo com o valor de  $k$ .

$$\text{Para } k \rightarrow 0 \quad f(x) = \frac{1}{\beta} \exp \left\{ - \exp \left[ - \frac{(x-\zeta)}{\beta} \right] - \frac{(x-\zeta)}{\beta} \right\} \quad (10.1)$$

A equação 10.1 é conhecida como distribuição Gumbel ou “Fisher-Tippett Tipo I”. Verifica-se que a distribuição de Gumbel é um caso particular da equação 10. Contudo, talvez devido ao elevado número de trabalhos científicos que a empregam, ela é também usualmente denominada de distribuição de valores extremos. O valor máximo da equação 10.1 ocorre quando  $x = \zeta$ .

Para  $k > 0$  a equação 10 é denominada de distribuição Frechet ou “Fisher-Tippett Tipo II”. Nesse caso, a FDPE decresce de forma lenta para elevados valores de  $X$  (Wilks, 2006). O terceiro

caso particular, denominado de Weibull ou “Fisher-Tippett Tipo III”, ocorre quando  $k < 0$  e  $\zeta$  é igualado à 0. Usualmente a função densidade de probabilidade de Weibull é escrita da seguinte forma:

$$f(x) = \left(\frac{k}{\beta}\right) \left(\frac{x}{\beta}\right)^{k-1} \exp\left[-\left(\frac{x}{\beta}\right)^k\right] \text{ para } x, k \text{ e } \beta > 0 \quad (10.2)$$

Os parâmetros de forma e escala são, respectivamente,  $k$  e  $\beta$ . Quando  $k < 1$  a equação 10.2 assume a forma “j” invertido. Para  $k = 1$  a equação 10.2 torna-se a distribuição exponencial. Quando  $k = 3,6$  a equação 10.2 torna-se similar à DN. Segundo Nadarajah e Choi, (2007) a GEV (equação 10) possui toda a flexibilidade contida em seus casos particulares.

Os parâmetros de todas as distribuições foram estimados de acordo com o método MV. O grau de ajuste das distribuições empíricas às distribuições paramétricas foi avaliado com base nos testes KS e  $\chi^2$ .

Na condução do  $\chi^2$ , a hipótese de nulidade admite que as séries empíricas podem ter sua distribuição ajustada a uma distribuição paramétrica (Panofsky e Brier, 1968).  $H_0$  é avaliado comparando-se as frequências observadas e as frequências teóricas, de cada intervalo de valores por meio da equação desenvolvida por Campos (1979).

$$\chi^2 = \sum_1^a \left( \frac{(fo_i - fe_i)^2}{fe_i} \right) \quad (11)$$

Em que:

$a$ , número de intervalos de valores da variável;

$fo_i$ , frequência observada;

$fe_i$ , frequência esperada;

$\chi^2$  tem uma distribuição com um único parâmetro, o grau de liberdade (GL) que, por sua vez é calculado pela subtração entre  $(a-1)$  e o número de parâmetros da distribuição adotada. Deve-se ainda reunir em uma única classe, os intervalos de valores que tenham frequência esperada menor que três. Magnitudes de  $\chi^2$  maiores que os valores tabelados (valor crítico) levam à rejeição de  $H_0$  (ASSIS et al, 1996).

O teste KS é definido por:

$$D_{\max} = \text{Max } |F'(x) - F(x)| \quad (12)$$

$$F(x) = f_a/(n+1) \quad (13)$$

Em que:

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

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

$f_a$ , frequência acumulada de cada classe;

$n$ , número de classes de valores pre-estabelecidos;

Na equação 11, nota-se que se a distribuição paramétrica for bastante próxima aos valores empíricos, o valor de  $f_{oi}$  será próximo ao de  $f_{ei}$  produzindo baixos valores de  $\chi^2$ . Por outro lado, se a distribuição paramétrica não produzir um bom ajuste os valores de  $f_{ei}$  e  $f_{oi}$  serão bastante diferentes, resultando em elevados valores da expressão 11. Dessa forma, torna-se evidente que menores magnitudes dessa equação 11 indicam um melhor ajuste. Aliado a esse fato, os valores críticos da distribuição  $\chi^2$  para, por exemplo,  $\alpha' = 5$  e 10% ( $gl = 3$ ) são, respectivamente 7,815 e 6,251. Com isso, um valor de  $\chi^2$  igual à 7,000 pode, por exemplo, indicar que uma amostra de dados pode ser ajustada à distribuição gama ao nível  $\alpha'=5\%$  mas não ao nível  $\alpha'=10\%$ . Essa característica indica que um teste conduzido a 0,05 de significância é menos rigoroso, no sentido de não aceitação de  $H_0$ , do que um realizado a 0,10 de significância, demonstrando o caráter pouco usual dos testes de aderência aqui aplicados. Dessa forma, apesar das indicações de Astolpho (2003), Blain (2005), Blain et al. (2007), as quais são bastante comuns na literatura científica, o nível de significância aqui adotado foi  $\alpha'=10\%$ . Interpretação idêntica pode ser estendida ao teste KS.

O teste paramétrico  $\Lambda^*$  foi utilizado nas séries em que o ajuste à distribuição normal ou gama pode ser realizado. Esse método paramétrico foi fundamentalmente empregado na avaliação de possíveis variações climáticas presentes nos dados meteorológicos. O  $\Lambda^*$  é descrito por meio do seguinte exemplo: considerando uma série temporal com período entre 1890 e 2005 ajustada à DN e dividida em duas amostras ou sub-períodos. O  $\Lambda^*$  pode ser descrito por:

$$\Lambda^* = 2\left\{ \left[ \sum_{i=1890}^{1947} L_1(\mu_1, \sigma_1; x_i) + \sum_{i=1948}^{2005} L_1(\mu_2, \sigma_2; x_i) \right] - \left[ \sum_{i=1890}^{2005} L_1(\mu, \sigma; x_i) \right] \right\} \quad (14)$$

em que:

$\sigma$  e  $\mu$ , são, respectivamente o desvio padrão e a média aritmética dos dados;

$$L(\mu, \sigma; x_i) = -\ln(\sigma) - \ln[(2\pi)^{1/2}] - (1/\sigma)\{\sum[(x_i - \mu)^2]\} \quad (15)$$

Quando é utilizada a distribuição gama o  $\Lambda^*$  é calculado por:

$$\Lambda^* = 2\left\{ \left[ \sum_{i=1890}^{1947} L_1(\alpha_1, \beta_1; x_i) + \sum_{i=1948}^{2005} L_1(\alpha_2, \beta_2; x_i) \right] - \left[ \sum_{i=1890}^{2005} L_1(\alpha, \beta; x_i) \right] \right\} \quad (16)$$

Em que:

$$L(\alpha, \beta; x_i) = (\alpha-1)\ln(x_i/\beta) - (x_i/\beta) - \ln(\beta) - \ln[\Gamma(\alpha)] \quad (17)$$

Quanto maior a diferença entre os totais de precipitação observados nas amostras, maior será a diferença entre os somatórios  $\sum L(\alpha, \beta; x_i)$  de cada amostra e, conseqüentemente, maior será o valor de  $\Lambda^*$ . Considerando-se 2, 3 e 4 amostras e adotando o nível 10% de significância, os valores críticos são: 4,605; 7,779 e 10,645, respectivamente.

Os testes t-student e F foram utilizados para verificar alterações nas médias aritméticas e variâncias amostrais, respectivamente. O teste t adota como  $H_0$  que duas amostras independentes possuem médias aritméticas iguais. Esse método requer duas premissas para sua condução: a) ausência de dependência entre os valores e b) os dados relativos às duas amostras são oriundos da mesma distribuição, sendo esta normal (gaussiana). Necessita-se ainda homocedasticidade das variâncias amostrais.

Autores como Von Storch e Zwiers (1999) afirmam que o teste t é moderadamente robusto em relação à desvios da normalidade, especialmente para grandes amostras. Entretanto, segundo Von Storch e Zwiers (1999), esse teste é consideravelmente sensível quando as amostras não podem ser consideradas oriundas de uma mesma distribuição. Quando as observações a e b são respeitadas, o teste t-student é descrito por:

$$t = \frac{\mu_x - \mu_y}{Sp \sqrt{\frac{1}{n_x} + \frac{1}{n_y}}} \quad (18)$$

Em que:

$\mu_x$  e  $\mu_y$ , são as médias aritméticas das duas amostras;

$n_x$  e  $n_y$ , são o número de dados presentes em cada amostras;

$$Sp^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n_x} (x_i - \mu_x)^2 + \sum_{i=1}^{n_y} (x_i - \mu_y)^2}{n_x + n_y - 2} \quad (18.1)$$

$x_i$  é o i-ésimo valor da série sob investigação.

Sob  $H_0$ , a equação 18 apresenta distribuição t com  $n_x + n_y - 2$  graus de liberdade. Em Von Storch e Zwiers (1999) pode ser encontrada uma adaptação das equações 18 e 18.1 quando a premissa de homocedasticidade das variâncias não é respeitada. Nesse caso esse método passa a ser estimado por:

$$t = \frac{\mu_x - \mu_y}{Sp \sqrt{\frac{S_x^2}{n_x} + \frac{S_y^2}{n_y}}}; \text{ com } d_f \text{ graus de liberdade} \quad (19)$$

Em que  $S_x^2$  e  $S_y^2$  são as variâncias amostrais e

$$d_f = \frac{\left( \frac{S_x^2}{n_x} + \frac{S_y^2}{n_y} \right)^2}{\left( \frac{\left( \frac{S_x^2}{n_x} \right)^2}{n_x - 1} \right) + \left( \frac{\left( \frac{S_y^2}{n_y} \right)^2}{n_y - 1} \right)} \quad (20)$$

Para amostras oriundas de populações com distribuição normal, a homocedasticidade das variâncias de duas amostras pode ser analisada pelo teste F. Esse teste é calculado por meio da razão entre os desvios padrão das duas amostras. Por convenção, o numerador deve ser adotado como sendo o maior valor numérico entre essas medidas de dispersão. Para esse teste,  $H_0$  é definido como a igualdade estatística entre as variâncias amostrais. O valor crítico é estabelecido por meio das tabelas da distribuição F, ao nível de significância pré-determinado. Considerando que o teste F é simplesmente a razão entre os desvios padrão amostrais, torna-se bastante evidente, a sensibilidade desse método a “não-normalidade” dos dados. Tanto o teste t quando o F foram conduzidos ao nível 5% de significância conforme sugerido pela OMM (1966).

### 3.2.2 Métodos não paramétricos e análise de séries temporais

Os métodos não paramétricos utilizados foram o teste de Mann-Kendall (MK), Mann-Kendall Sazonal (SMK), Pettitt, Run (Z) e Levene (W’).

O teste MK pode ser definido para uma série  $Z = \{Z_1, Z_2, \dots, Z_i, Z_j, \dots, Z_n\}$ , por:

$$T = \sum_{j < i} \text{ sinal}(Z_i - Z_j) \quad (21)$$



$$\text{sinal}(Z_i - Z_j) = \begin{cases} 1; \text{ para } Z_i - Z_j > 0 \\ 0; \text{ para } Z_i - Z_j = 0 \\ -1; \text{ para } Z_i - Z_j < 0 \end{cases} \quad (22)$$

Considerando a inexistência de observações adjacentes iguais e a independência temporal<sup>4</sup> entre os  $n$  valores da série; quando não há presença de tendências  $T$  é normalmente distribuído com média  $E(T) = 0$  e variância  $\text{Var}(T)$  estimada por:

$$\text{Var}(T) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} \quad (23)$$

Neste caso, o valor final da estatística MK torna-se:

$$\text{MK} = \begin{cases} \frac{T-1}{\sqrt{\text{Var}(T)}}; \text{ para } T > 0 \\ 0; \text{ para } T = 0 \\ \frac{T+1}{\sqrt{\text{Var}(T)}}; \text{ para } T < 0 \end{cases} \quad (24)$$

Observando-se a equação 24, torna-se clara a indicação de Hamed e Rao (1998) e Bayazit e Onoz (2007), quanto à presença de auto-correlação positiva aumentar a probabilidade de detecção de falsas tendências de elevação (aumento na probabilidade de ocorrência do erro tipo I). Nesse caso, a adaptação proposta por Hirsch et al. (1982) e Hirsch e Slack (1984), que resulta no SMK, se faz necessária, sendo descrita por:

$$T_j = \sum_{k<l} \text{sinal}(Z_{lj} - Z_{kj}) \quad \text{no caso, } j = 1 \dots 12 \quad (25)$$

$$S = \sum_{j=1}^{12} T_j \quad (26)$$

$$\text{Var}(S) = \sum_{j=1}^{12} \text{Var}(T_j) + \sum_{\substack{j,g=1 \\ g \neq j}}^{12} \text{Cov}(T_j : T_g) \quad (27)$$

$$\text{Var}(T_j) = \frac{n_j(n_j-1)(2n_j+5) - \sum_{i=1}^m t_i(t_i-1)(2t_i+5)}{18} \quad (28)$$

<sup>4</sup> Processos físicos gerados de séries temporais de dados independentes são denominados de “ruído branco”. Quando não há independência dos dados, isto é, a série é auto-correlacionada o processo é denominado de “ruído vermelho”.

Em que  $n_j$  é o número de valores de cada série  $j$  mensal,  $m$  é o número de grupos de valores adjacentes iguais e  $t_i$  é o número de valores presentes em cada um desses grupos.

A covariância entre duas estatísticas  $TjTg$  é definida por:

$$Cov(TjTg) = \left[ \frac{S_{jg} + 4 \sum_{m=1}^n R_{mj} R_{mg} - n(n_j + 1)(n_g + 1)}{3} \right] \quad (29)$$

Em que  $n_j$  e  $n_g$  são os números de valores presentes em cada série mensal, e:

$$S_{jg} = \sum_{m < n} \text{sinal}[(Z_{nj} - Z_{mj})(Z_{ng} - Z_{mg})] \quad (30)$$

O fator  $R$  é a matriz do “rank” (organização dos valores de cada mês em ordem crescente). O “rank” do  $m$ -ésimo elemento no  $j$ -ésimo mês é:

$$R_{mj} = \left[ \frac{n_j + 1 + \sum_{k=1}^n \text{sinal}(x_{mj} - x_{kj})}{2} \right] \quad (31)$$

Dessa forma, o valor final da estatística SMK pode ser estimado por:

$$SMK = \left\{ \begin{array}{l} \frac{S-1}{\sqrt{\text{Var}(S)}}; \text{ para } S > 0 \\ 0; \text{ para } S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\text{Var}(S)}}; \text{ para } S < 0 \end{array} \right\} \quad (32)$$

Adotando-se o nível  $\alpha' = 0,05$  de significância,  $H_0$  não será rejeitada sempre que  $-1,96 < MK(SMK) < 1,96$ . Tendências de elevação ou queda resultam em valores positivos ou negativos deste teste.

O teste de Pettitt é descrito por meio da estatística  $U_{t,T}$  que verifica o número de vezes que um elemento da primeira amostra é maior que um elemento da segunda.

$$U_{t,T} = U_{t-1,T} \sum_{j=1}^T \text{sinal}(y_t - y_j) \quad \text{para } t = 2 \dots T \text{ e } 1 \leq t \leq T \quad (33)$$

Após essa etapa a estatística  $k(t)$  assume o maior valor absoluto dos fatores  $U_{t,T}$ ; indicando o ponto aproximado da alteração nos valores da série (*changing point*). A significância de  $k(t)$  é dada pela equação 34, em que o valor crítico desse fator é estimado

$$k(t)_{\text{critico}} = \sqrt{\frac{(T^3 + T^2)[- \ln(\alpha' / 2)]}{6}} \quad (34)$$

O teste de Pettitt foi considerado significativo quando o nível de significância 5% foi atingido, o que corresponde a igualar  $\alpha' = 0,05$  na equação 34.

Na impossibilidade de utilização do teste F, isto é, quando a normalidade dos dados não pôde ser garantida, foi empregado o teste de Levene (1960) adaptado por Brown e Forsythe (1974) para populações que apresentam desvio em relação à normalidade. 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:

$$W' = \frac{(N - k) \sum_{i=1}^k N_i (\bar{Z}_i - \bar{Z})^2}{k - 1 \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k (Z_{ij} - Z_i)^2} \quad (35)$$

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

$$Z_{ij} = |Y_{ij} - Y_i| \quad (36)$$

Em que

$Y_i$  é a mediana da  $i$ -ésima amostra

$\bar{Z}_{ij}$  é a média aritmética dos valores gerados pela equação 36

$\bar{Z}_i$  é a média aritmética de todos os valores da série

Para este teste, definiu-se  $H_0$  como sendo a igualdade estatística entre todas as variâncias de cada amostra. Com isso, a rejeição de  $H_0$  implica que, pelo menos uma das variâncias de uma determinada amostra difere das demais.  $H_0$  é rejeitada quando  $W' > F(\alpha', k-1, N-k)$ . Em que  $F(\alpha', k-1, N-k)$  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  $\Lambda^*$ ).

Para séries meteorológicas compostas por dados contínuos (temperatura do ar, por exemplo) o grau de persistência temporal é normalmente analisado por meio do coeficiente de auto-correlação ( $r_k$ ), descrito na equação 37; em que o índice  $k$  é o deslocamento (*lag*) temporal a ser analisado. A estimação de  $r_k$  para diversos intervalos ou defasagens (*lags*) é denominada de função auto-correlação, que, por sua vez, pode ser definida como sendo a correlação entre os valores de uma mesma série, deslocados por um determinado *lag*.

$$r_k = \frac{\sum_{i=1}^{n-k} [(x_i - \bar{x})(x_{i+k} - \bar{x}_+)]}{\sqrt{\left[ \sum_{i=1}^{n-k} (x_i - \bar{x}_-)^2 \sum_{i=k+1}^n (x_i - \bar{x}_+)^2 \right]}} \quad (37)$$

Em que:

$\bar{x}$  é a média de todos os n valores da série.

Os sub-escritos – e + indicam as médias amostrais relativas aos primeiros e aos últimos n-k dados, respectivamente. Segundo Wilks (2006) uma série infinita composta por dados independentes, livres de persistência ou correlação serial, exibirá valores de  $r_k$  iguais à zero. Entretanto, para amostras finitas, ainda que livres de persistência temporal, os valores da equação 37 serão numericamente diferentes de 0. Sob esse aspecto, para um conjunto de dados suficientemente longo, pode-se aceitar que séries de variáveis independentes apresentarão valores de  $r_k$  normalmente distribuídos [ $r_k=N(0,1)$ ]. Portanto, um método para estabelecer os limites de valores de  $r_k$  característicos de uma série de dados independentes ou fracamente correlacionados, com  $H_0$  definido por inexistência de persistência temporal, pode ser dado por:

$$|2SE| = u_{\alpha/2} \left( \sqrt{\frac{1}{N}} \right) \quad (38)$$

Em que:

2SE são os limites inferiores (-2SE) e superiores (2SE) fora dos quais um determinado  $r_k$  deve ser considerado significativo;

$u_{\alpha/2}$  corresponde a probabilidade cumulativa N(0,1) para o nível de significância  $\alpha'/2$  adotado. Para  $\alpha'=5\%$ ;  $u_{\alpha/2}= 1,96$ .

O teste Run (Z), indicado pela OMM (1966) como bastante apropriado para analisar a correlação serial de séries temporais meteorológicas também foi empregado. Esse método, conforme descrito em Morettin e Tolo (2006) consiste em realizar a contagem do número de oscilações dos valores acima e abaixo da mediana de uma série de dados naturalmente ordenada. Esse número de oscilações é chamado de “Run”. Na condução deste método, deve-se avaliar se o valor observado está dentro da faixa de distribuição considerada normal. Um valor alto de Run indica muitas oscilações, ao passo que baixos valores indicam um desvio em relação à mediana

durante o período de registros. Se a série sob investigação contém  $N_1$  e  $N_2$  valores inferiores e superiores, respectivamente, à mediana, de acordo com o teorema do limite central a distribuição amostral do número de Runs total pode ser aproximada pela distribuição normal. Adotou-se o nível  $\alpha = 0,05$  de significância para condução de  $Z$ , conforme OMM (1966).

Para Guedes et al. (2005) a transformada de Fourier (TF) é comumente utilizada no estudo das periodicidades de séries geofísicas. Na TF, a série é considerada estacionária e as periodicidades presentes em toda a série são obtidas. Entretanto, com o uso da transformada de ondaleta (TO), a decomposição é realizada não somente na frequência, como na TF, mas também no tempo, ou seja, a TO produz um espectro de potência decomposto em tempo e escala (frequência) denominado de potência local da ondaleta. Com isso, a TO permite tanto caracterizar a intermitência dos sinais geofísicos quanto indicar possíveis interações entre os picos de variância em diversas escalas temporais (Guedes et al., 2005). A média temporal do espectro de potência em tempo-escala é denominada de espectro de potência global. Segundo Morettin (1999) na análise de Fourier, toda função periódica, de período  $2\pi$ ,  $L^2(0,2\pi)$ , é gerada por superposição de exponenciais complexas  $W_n(x)=e^{inx}$ , para  $n \in \mathbb{Z}$ , obtidas por dilatação da função  $w(x)$ . Na análise de ondaletas, essa idéia é estendida à  $L^2(\mathbb{R})$ , gerando o novo espaço com base em uma função padrão, a ondaleta Mãe ( $\psi$ ).

De acordo com Nakken (1998), a ondaleta mãe utilizada deve ter um padrão semelhante ao sinal em estudo. Sob o mesmo aspecto, Torrence e Compo (1998) afirmam que tipos de ondaletas mães como a de Morlet, são indicadas para o estudo de séries temporais com características oscilatórias sendo, com isso, apropriadas para analisar a amplitude e a fase do sinal sob avaliação. Dessa forma, a função ondaleta mãe adotada foi a de Morlet (equação 39). Autores como Torrence e Compo (1998), Torrence e Webster (1999), Nakken (1998), Reboita (2004), Guedes et al. (2005) e Kayano e Blain (2007) utilizam essa ondaleta mãe na análise de séries temporais de PRE.

$$\psi(\eta) = \pi^{-1/4} e^{i\omega_0\eta} e^{-\frac{1}{2}\eta^2} \quad (39)$$

Em que:

$\omega_0$ , é a frequência; conforme Torrence e Compo (1998), adota-se  $\omega_0=6$  para satisfazer a condição de admissibilidade;

$\eta$  refere-se ao período ou escala temporal de análise (adimensional)

Autores como Torrence e Compo (1998) e Guedes et al. (2005) descrevem que a ondaleta de Morlet pode ser entendida como uma função periódica cuja amplitude é modulada por uma gaussiana. A transformada contínua da ondaleta (CWT) é descrita, para uma série  $x_n$ , com  $n=1:j$  e dados constantemente espaçados por  $\delta t$ , pela expressão 40.

$$W_n^x(s) = \sqrt{\frac{\delta t}{s}} \sum_{n=1}^j x_n \psi_o \left[ (n'-n) \frac{\delta t}{s} \right] \quad (40)$$

Em que:

$W$  é o resultado da transformação contínua de ondaleta do sinal  $x(t)$ .

Em Reboita (2004) a descrição completa desse método e um excelente exemplo hipotético são ilustrados. Considerando duas séries temporais:  $s(t) = \text{sen}(10t) + \text{sen}(20t)$  e  $g(t) = \text{sen}(10t)$  seguido por  $\text{sen}(20t)$ , Reboita (2004) demonstra a habilidade da análise de ondaletas em detectar alterações, no espaço tempo-frequência, nos picos de potência de uma série temporal. No presente estudo, a análise de ondaletas foi aplicada utilizando o algoritmo elaborado por C. Torrence disponível em <http://paos.colorado.edu/research/wavelets>, na linguagem utilizada pelo *software* Matlab. A determinação do nível de significância dos picos espectrais, tanto na análise de Fourier quanto na de ondaletas, exige a escolha de um espectro de fundo apropriado. Nessa decisão, assume-se que diferentes realizações de um processo geofísico distribuem-se aleatoriamente ao redor desse valor espectral esperado (Torrence e Compo 1998). Para diversos fenômenos físicos, esse espectro de fundo pode ser baseado em processos de ruído branco ou vermelho. De acordo com Torrence e Compo (1998), Torrence e Webster (1999) e Grinsted et al. (2004), entre outros, a  $H_0$  pode então ser definida por meio do seguinte algoritmo.

A série temporal apresenta um espectro médio dado pela equação 41.

$$P_k = \frac{1-g}{1+g^2-2g \cos(2\pi k/j)} \quad \text{para } K \quad g = \frac{r_1 + \sqrt{r_2}}{2} = 0 \dots j/2 \quad \text{e} \quad (41)$$

Em que:

$r_1$  e  $r_2$  são os coeficientes da acf para as defasagens (lags) 1 e 2 da série com  $j$  dados.

Na equação 41 é possível verificar que se a série sob análise for oriunda de um processo de ruído branco,  $P_k$  será constante para todo  $k$ . A distribuição de nulidade para a WPS, associada à  $H_0$ , pode então ser descrita pela expressão 42.

$$\left| \frac{W_n(S)}{\sigma^2} \right|^2 = \frac{1}{2} P_k \chi_2^2 \quad (42)$$

Em que:

$\sigma^2$  é a variância da série temporal

$\chi_2^2$  representa a distribuição qui-quadrado com dois graus de liberdade.

Torrence e Compo (1998), Torrence e Webster (1999) e Grinsted et al. (2004), entre outros, utilizam o nível de significância de 5%, ou percentil 0,95 da  $\chi_2^2$ , para a condução do teste de hipótese. Assim como em Reboita (2004), nas Figuras 5 e 6 são ilustrados exemplos hipotéticos a fim de facilitar a interpretação dos resultados da análise de ondaletas. A Figura 5 foi elaborada com base nos dados mensais de Tmax de Monte Alegre do Sul entre os anos de 1948 a 1959 e 1966 a 2007. O período entre 1960 e 1965 foi preenchido com dados dessa mesma variável atmosférica, relativos à localidade de Pindorama, no mesmo período.

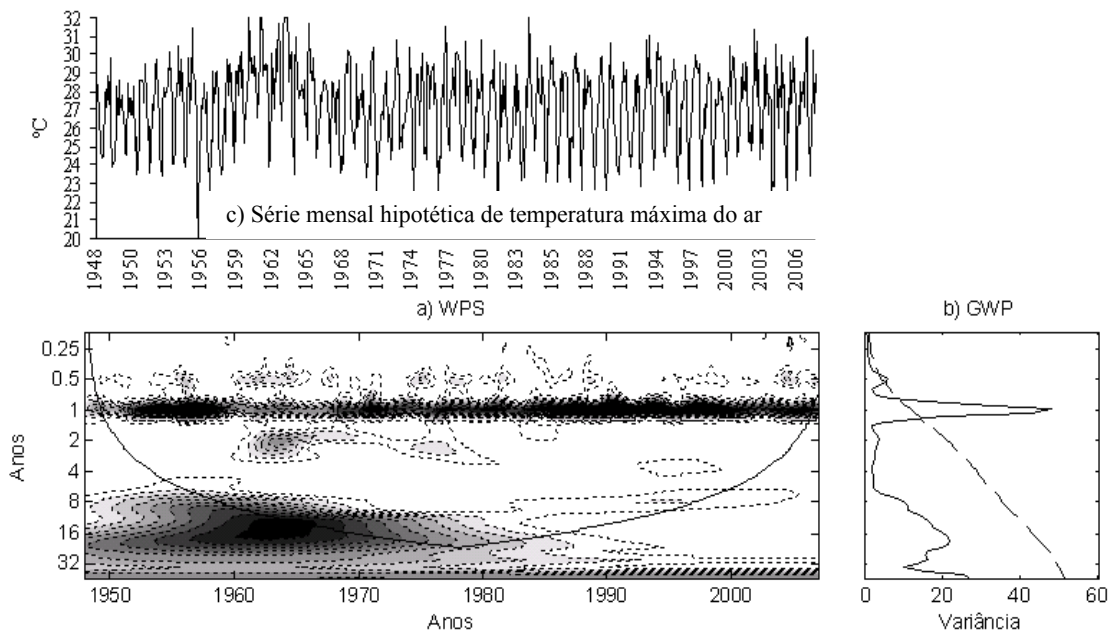


Figura 5 - Exemplo hipotético de aplicação da análise de ondaletas à séries mensais de temperatura do ar (a) Espectro de potência local da ondaleta ; b) Potência Global da Ondaleta (GWP) (em unidades de variância). Os contornos tracejados em (a) são variâncias normalizadas variando de 1 a 10 com intervalo de 1. Os contornos fechados englobam variâncias significativas supondo espectro de fundo com método estimado segundo Torrence e Compo (1998). A região onde os efeitos de borda são importantes situa-se sob a curva em forma de U em 5a

Na Figura 5a o ciclo anual, presente nos dados mensais de temperatura do ar das localidades do Estado de São Paulo é bastante evidente. A variância imposta por essa sazonalidade anual conhecida sobrepõe-se a demais possíveis periodicidades, devendo, portanto, ser removida antes

do emprego da análise de ondaleta nas séries utilizadas. Na potência global da ondaleta o limite crítico de significância é dado pela linha pontilhada. Na Figura 5, é também possível verificar a importância da análise de picos de variância espectral com base no espaço tempo-freqüência. De forma semelhante à análise de Fourier, a GWP (Figura 5b) analisa o sinal apenas com base no domínio freqüência, indicando o ciclo anual conhecido. A alteração hipotética nos anos 1960 a 1965 não é detectada. Essa última é verificada apenas quando o domínio tempo-freqüência, espectro da potencia local da ondaleta (WPS; Figura 5a), é considerado. Na figura 5a nota-se, para esses anos, redução no pico de variância anual.

No presente trabalho, a remoção do ciclo anual foi realizada por meio da subtração das respectivas medianas mensais de cada valor de temperatura do ar e precipitação pluvial. O resultado dessa subtração foi denominado de resíduo mensal. A análise da ondaleta para o resíduo mensal da série hipotética é ilustrada na Figura 6, ficando evidente a habilidade da análise de ondaleta em localizar no espaço tempo-freqüência a alteração nos valores relativos aos anos de 1960 a 1965. Os picos significativos de variância são indicados por contornos negros na WPS.

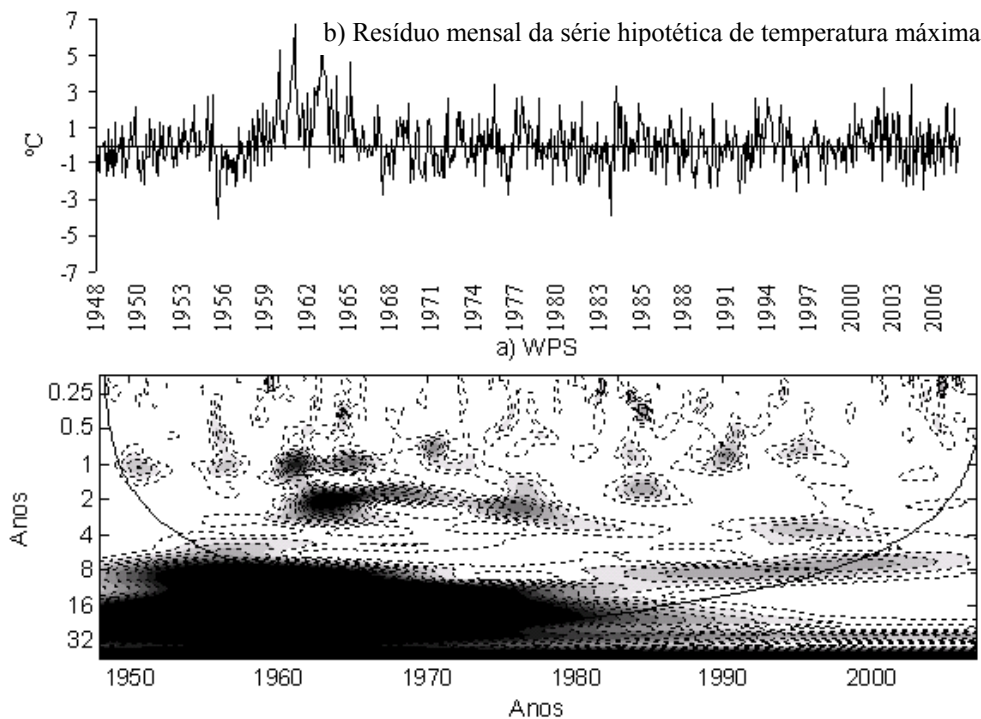


Figura 6 - Exemplo hipotético de aplicação da análise de ondaletas à séries mensais de temperatura do ar (a) Espectro de potência local da ondaleta Os contornos tracejados em (a) são variâncias normalizadas variando de 1 a 10 com intervalo de 1. Os contornos fechados englobam variâncias significativas supondo espectro de fundo com método estimado segundo Torrence e Compo (1998). A região onde os efeitos de borda são importantes situa-se sob a curva em forma de U em 6a



Nas Figuras 5 e 6, observa-se uma linha contínua em forma de cone, variando em ambos os eixos. A região compreendida por essa linha é denominada de influência de cone (COI). Segundo Torrence e Compo (1998), ao serem utilizadas séries finitas de dados, a densidade espectral de ondaletas, assim como a de Fourier, conterà erros no início e no fim das séries. Uma forma de contornar esse problema é preencher o fim das séries com o valor zero, até que o número de dados  $N$ , das mesmas, torne-se potencia de 2. A COI é a região em que esses erros são desprezíveis (Torrence e Compo, 1998). Tanto a função auto-correlação quanto a análise de ondaletas foram aplicadas para os resíduos mensais de todas as séries e para os dados anuais absolutos.

### 3.2.3 Aplicação dos métodos

As caracterizações das séries dos totais anuais de PRE, Tmax e Tmin foram realizadas com base na função auto-correlação e na verificação do ajuste dessas distribuições empíricas à DN. Os testes  $t$ ,  $F$ ,  $\Lambda^*$ ,  $Z$ , MK e Pettitt também foram utilizados.

Nas análises relativas às séries mensais de PRE, Tmax e Tmin empregou-se a função auto-correlação, a análise de ondaletas e os testes SMK, Pettitt e Z. As funções densidade de probabilidade gama e normal foram utilizadas na descrição analítica das probabilidades de ocorrência associadas a esses elementos. Nas séries de PRE os testes  $W'$  e  $\Lambda^*$  foram também empregados. Nas séries de temperatura utilizou-se os testes  $t$ ,  $F$  e  $\Lambda^*$ .

Nas séries absolutas (Preabs, Tmaxabs e Tminabs) os testes MK, Pettitt, Z e análise de ondaletas foram aplicados. O ajuste desses dados extremos às distribuições normal, gama e geral dos valores extremos também foi investigado. Com base na equação 43, foi estimado o período de retorno de diversos valores de Preabs em cada localidade.

$$R(x) = \frac{1}{w(1 - F(x))} \quad (43)$$

Analisando-se a equação 43, verifica-se que  $R(x)$  é relacionada à função cumulativa  $F(x)$  para um dado  $x$ . O fator  $w$ , frequência amostral média, para o caso de valores anuais é adotado como  $1 \cdot \text{ano}^{-1}$ .

Os testes de aderência KS e  $\chi^2$  foram utilizados para a análise da aderência das distribuições empíricas às teóricas. Para as séries de dados absolutos, além do KS e do  $\chi^2$ , os gráficos quantil – quantil (QQ) e percentil – percentil (PP), conforme descritos em Wilks (2006) e Sansigolo (2008), também foram utilizados para verificar o grau de ajuste dos dados observados aos estimados por meio das funções cumulativas paramétricas. Os gráficos QQ foram elaborados utilizando-se como pares cartesianos o valor observado de uma dada variável (eixo das abscissas) e o valor estimado da mesma, por meio da FCD teórica utilizada no ajuste da série empírica. Os gráficos PP foram elaborados utilizando-se como pares cartesianos as probabilidades acumuladas empíricas (eixo das abscissas) e a probabilidade cumulativa paramétrica relativa a cada dado absoluto. Em Wilks (2006) e Sansigolo (2008) podem ser encontradas descrições detalhadas sobre esse método.

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Comparando os testes  $\Lambda^*$ ,  $t$  e  $F$ , observa-se que os dois últimos apenas analisam as medidas estatísticas média e variância amostral, respectivamente. O  $\Lambda^*$ , em contra partida, investiga a probabilidade teórica de ocorrência associada a cada valor  $x_t$ , oriundo de cada período amostral. Nesse sentido, analisando as equações 14 e/ou 16, observa-se que o  $\Lambda^*$  é bastante adequado para verificar variações nos parâmetros das funções densidade de probabilidade associadas às diferentes amostras de uma mesma série. Contudo, o seqüenciamento temporal dos valores constituintes desses sub-períodos não é analisado. Por meio das equações 21 e 33, verifica-se que essa disposição temporal tem profunda influência no valor final dos testes MK, SMK e Pettitt. Com isso, torna-se evidente a relevância da aplicação conjunta dos métodos utilizados no presente estudo, no sentido de caracterizar as parâmetros/propriedades estatísticas das séries meteorológicas utilizadas.

### 4.1 Precipitação pluvial: totais anuais

Na Tabela 2 são ilustrados os valores de  $r_k$ , relativos aos *lags* 1 a 4 anos.

A análise dos coeficientes de auto-correlação, relativa à escala anual, indica que as séries de precipitação pluvial das localidades de Campinas, Cordeirópolis, Jundiaí, Mococa, Monte Alegre do Sul, Pindorama, Piracicaba, Ribeirão Preto e Ubatuba, podem ser consideradas livres de persistência. Os valores de  $r_k$ , calculados para os *lags* 1 a 4, permanecem dentro do limite de ruído branco adotado (equação 38). Dessa forma, pode-se afirmar que a probabilidade de ocorrência de um dado valor  $X_t$  de PRE anual não é significativamente condicionada por valores  $X_{t-i}$ , com  $i \in Z$ . Essa última afirmação é corroborada pelo teste  $Z$  que, por sua vez, permaneceu dentro dos limites críticos  $[-1,96;1,96]$  em todas as séries de PRE anual.

Na Tabela 3 é ilustrado o resultado da estatística MK nas séries de PRE anual.

Tabela 2 - Coeficientes da função auto-correlação para as séries anual de Campinas, Cordeirópolis, Jundiaí, Mococa, Monte Alegre do Sul, Pindorama, Piracicaba, Ribeirão Preto e Ubatuba do Estado de São Paulo, estimados para os *lags* 1 a 4. O termo 2SE representa os limites do ruído branco

Coeficientes de auto-correlação ( $r_k$ )				
<i>Lag</i>	Campinas	Cordeirópolis	Mococa	Jundiaí
1	-0,143	-0,049	0,042	0,140
2	-0,175	-0,098	-0,177	-0,056
3	-0,013	-0,233	-0,015	-0,121
4	0,064	-0,022	0,083	-0,003
2SE	[0,182; -0, 182]	[0,228; -0,228]	[0,241; -0,241]	[0,241; -0,241]
<i>Lag</i>	Monte Alegre Do Sul	Pindorama	Ribeirão Preto	Ubatuba
1	-0,036	0,090	-0,117	0,217
2	-0,142	-0,038	-0,034	0,200
3	0,002	0,082	0,085	-0,014
4	-0,122	-0,026	0,003	-0,017
2SE	[0,245; -0,245]	[0,262; -0,262]	[0,234; -0,234]	[0,231; -0,231]
Piracicaba				
<i>Lag</i>	1	2	3	4
$r_k$	0,145	-0,143	-0,066	0,013
2SE	[0,213; -0,213]			

Tabela 3 - Teste de Mann-Kendall (MK) aplicado às séries anuais de precipitação pluvial do Estado de São Paulo

Local	MK	Local	MK	Local	MK
Campinas	-0,31	Mococa	2,27*	Piracicaba	1,65
Cordeirópolis	-0,08	Monte Alegre do Sul	1,86	Ribeirão Preto	0,90
Jundiaí	2,46*	Pindorama	1,72	Ubatuba	-2,55*

\*Significativo à 5%. O sinal positivo indica elevação temporal dos valores da série ao passo que o negativo indica queda.

Na Tabela 3 verifica-se valores significativos do MK nas localidades de Jundiaí, Mococa e Ubatuba. Nas duas primeiras, há tendências de elevação nos totais anuais de PRE, ao passo que na última há indicações de queda no regime desse elemento meteorológico. Com isso, torna-se relevante investigar possíveis alterações nas curvas de probabilidade associadas a esses dados anuais.

Na Tabela 4 é ilustrado, por meio do teste KS, o bom ajuste das séries empíricas à distribuição normal. Todos os valores resultantes da aplicação da equação 12 permaneceram abaixo dos valores críticos do teste KS, relativos ao nível de significância  $\alpha' \leq 0,2$ . O teste  $\chi^2$  indica as mesmas características apontadas pelo teste KS. Contudo, o valor crítico ou a significância desse método depende do número de classes utilizadas para conduzi-lo. Dessa

forma, a apresentação de seus resultados numéricos não agregaria informações adicionais ao estudo. Com isso, optou-se, apenas pela apresentação numérica dos resultados do KS em todas as variáveis do estudo.

Tabela 4 - Valores do teste Kolmogorov-Smirnov para nove séries anuais de precipitação pluvial do Estado de São Paulo

		Localidades			
	KS	Campinas	Cordeirópolis	Mococa	Jundiaí
		0,036	0,070	0,032	0,072
	KS	Monte Alegre do Sul	Pindorama	Ribeirão Preto	Ubatuba
		0,047	0,050	0,052	0,075
	KS	Piracicaba			
		0,05			

O ajuste à distribuição normal permite o emprego dos testes  $\Lambda^*$ , nas séries anuais de PRE nas nove localidades. Na Figura 7 a aplicação do  $\Lambda^*$  para a série de Campinas, dividida em 2,3 e 4 sub-períodos é ilustrada. Observa-se que a elevada disponibilidade de dados relativos à localidade de Campinas permitiu a adoção de até quatro amostras com número de anos muito próximo ao descrito como apropriado pela OMM (1967) para condução de uma caracterização climática (30 anos). Na localidade de Piracicaba adotou-se até 3 períodos amostrais.

Na Figura 7 verifica-se que as variações nas curvas de probabilidade associadas às distintas amostras relativas à série anual de PRE de Campinas, permanecem dentro dos limites de significância adotados, podendo ser, com isso, fundamentalmente relacionadas a variações amostrais. Os testes t-student e F, quando aplicados a todos os sub-períodos da série de Campinas, também apresentaram valores dentro do intervalo de não rejeição de  $H_0$ .

Entretanto, observando-se a Figura 7, é possível verificar a dificuldade na identificação de queda ou elevação no regime de precipitação pluvial. Na amostra relativa aos anos de 1921 a 1949 valores inferiores a 1050 mm apresentam as maiores densidades de probabilidade registradas entre as quatro amostras. Essa característica poderia ser interpretada como indício de redução no regime de PRE anual, no período considerado. Em contra partida, valores superiores a 1750 mm também apresentaram as maiores densidades de probabilidades neste mesmo período. De forma análoga, essa última característica poderia ser entendida como indicação de elevação no regime anual de PRE. Em outras palavras, verifica-se que o período de 1921 a 1949 é, entre os quatro analisados, o que apresentou as maiores frequências de ocorrência tanto de anos com

baixos quanto com elevados totais de precipitação pluvial. Essa dificuldade foi abordada com mais detalhes na escala PRE mensal.

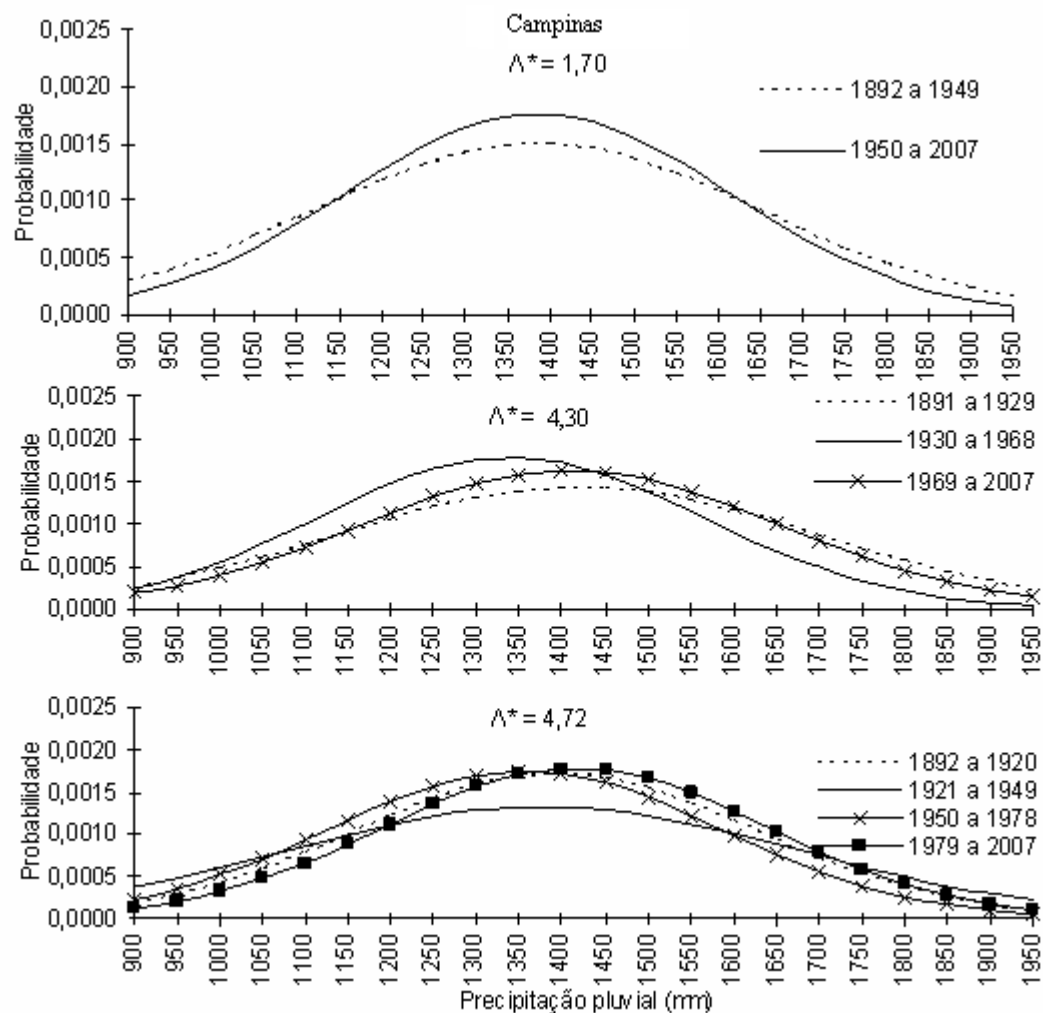


Figura 7 - Aplicação do teste da razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ) para a série de precipitação pluvial anual de Campinas do Estado de São Paulo

Na Figura 8 é ilustrada aplicação do teste  $\Lambda^*$  na série de Piracicaba, dividida em 2 e 3 amostras.

Análogo ao observado para a série de Campinas, não foram detectados valores significativos de  $\Lambda^*$  para a série de Piracicaba. Os testes t-student e F também não apresentaram valores significativos. Dessa forma, considerando os resultados dos testes MK e  $\Lambda^*$ , pode-se afirmar que não há indícios de significativas tendências ou variações de ordem climática nas séries de totais anuais de precipitação pluvial das localidades de Campinas e Piracicaba.

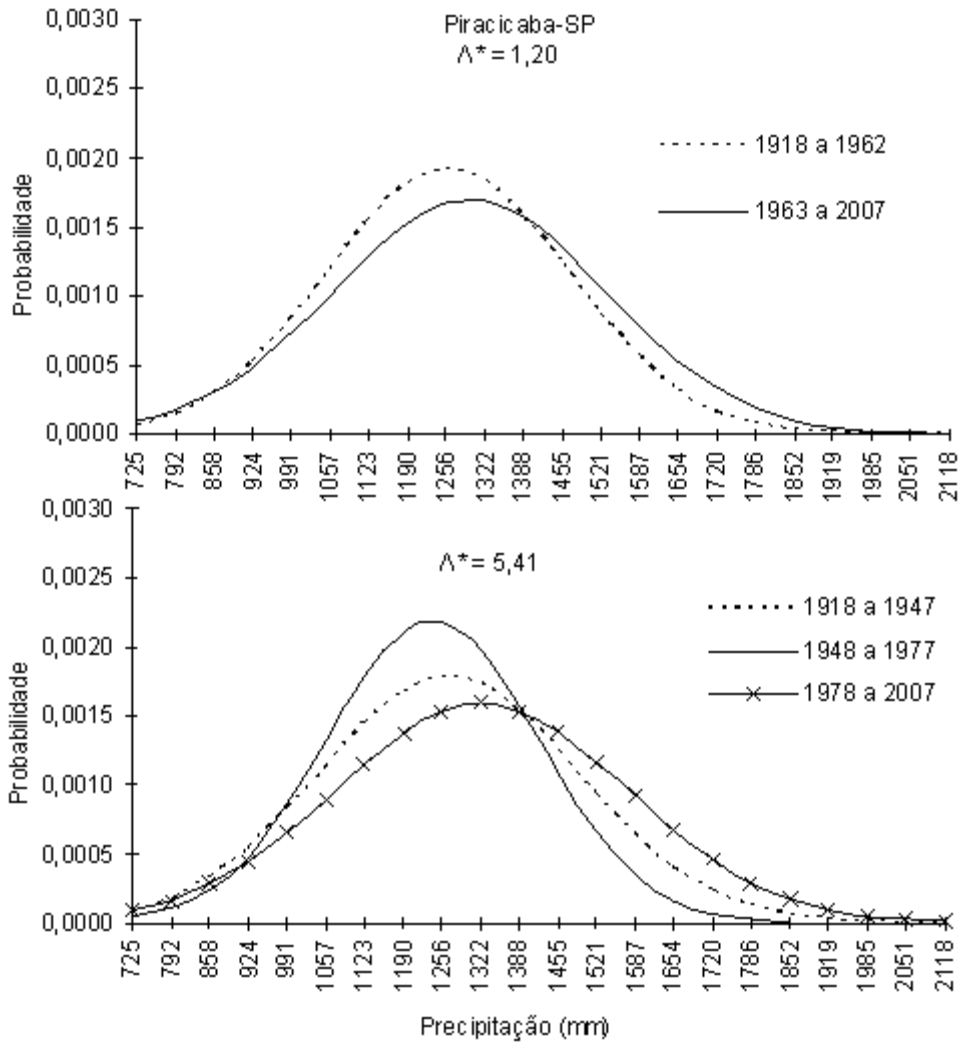


Figura 8 - Aplicação do teste da razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ) para a série de precipitação pluvial anual de Piracicaba do Estado de São Paulo

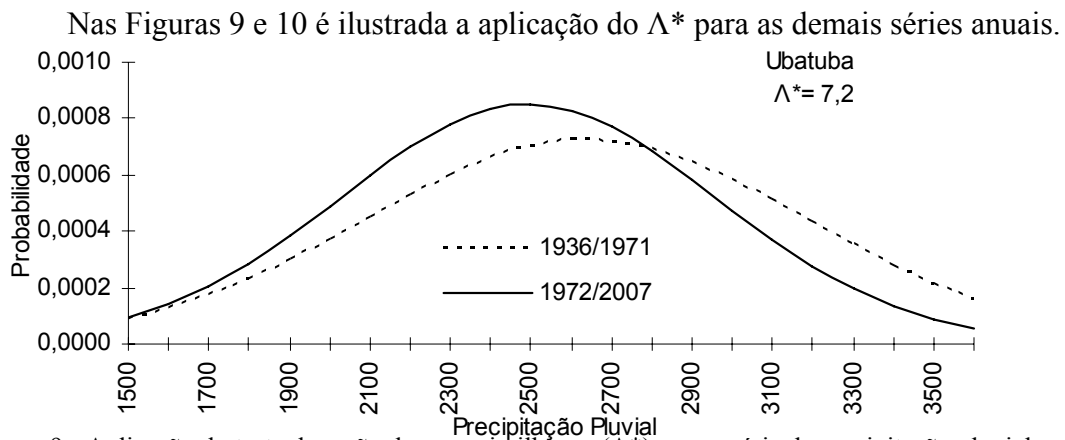


Figura 9 - Aplicação do teste da razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ) para a série de precipitação pluvial anual de Ubatuba do Estado de São Paulo

Assim como indicado pelo teste MK, observa-se na Figura 9, que a série de Ubatuba apresenta características opostas às descritas nas demais localidades, com deslocamento à esquerda da curva de densidade de probabilidade relativa aos últimos 36 anos. Essa alteração foi significativa segundo o  $\Lambda^*$ . De acordo com o teste F não houve marcantes alterações nas variâncias amostrais, contudo o teste t indicou significativa redução nas médias aritméticas relativas aos dois sub-períodos analisados.

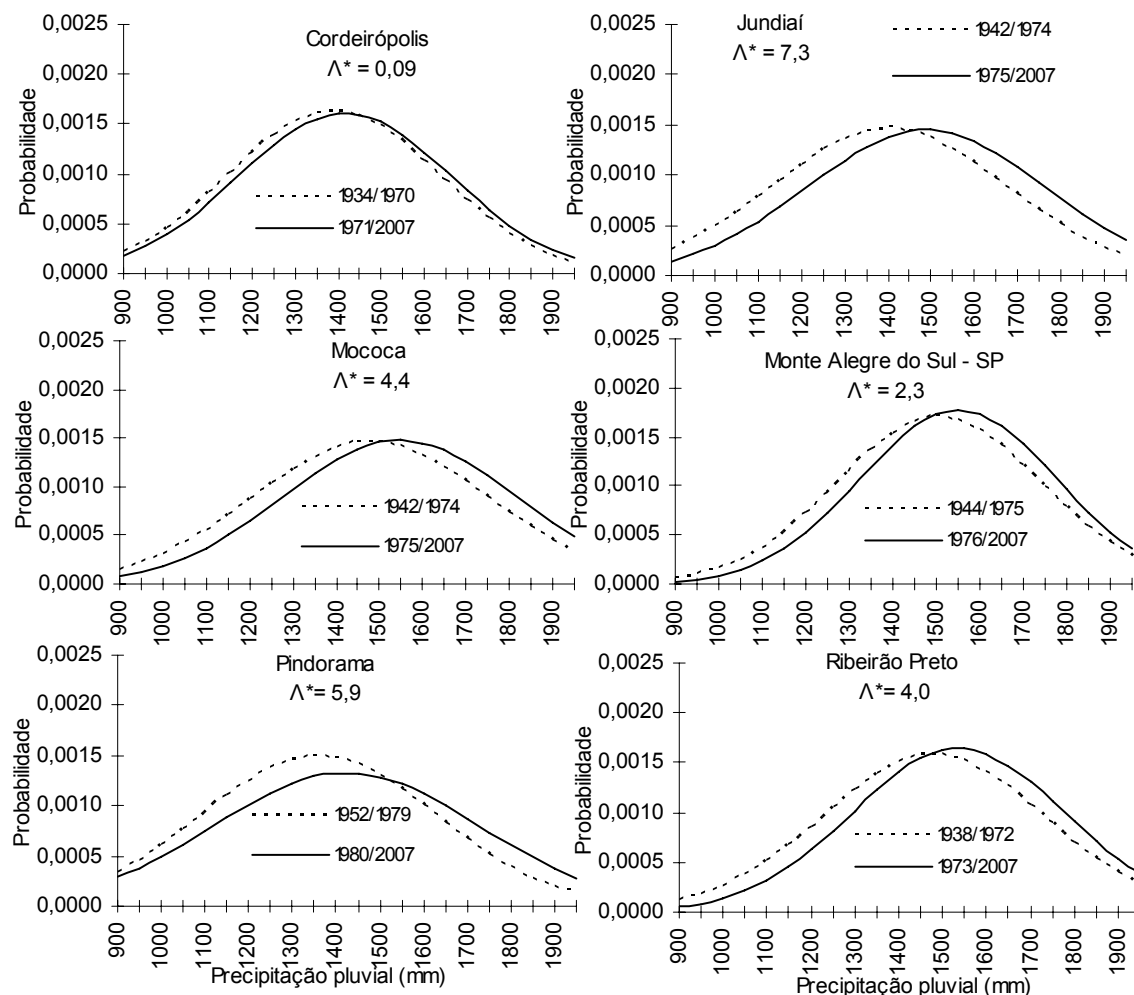


Figura 10 - Aplicação do teste da razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ) para a série de precipitação pluvial anual das localidades de Cordeirópolis, Jundiá, Mococa, Monte Alegre do Sul, Pindorama e Ribeirão Preto do Estado de São Paulo

Verifica-se que todas as curvas de densidade de probabilidade associadas aos anos mais recentes das séries ilustradas na Figura 10, apresentam deslocamento à direita. Nas localidades de Pindorama e, especialmente, Jundiá, esse deslocamento resultou em valores significativos do teste  $\Lambda^*$ . A aplicação do teste F indicou homocedasticidade de todas as variâncias amostrais relativas a essas seis localidades. O teste t indicou significativas alterações nas médias amostrais relativas às localidades de Jundiá e Mococa. Considerando os testes t, F, MK e  $\Lambda^*$ , observa-se



que a série de Jundiaí foi a que apresentou os maiores indícios de mudanças de ordem climática nos dados anuais de PRE entre as localidades situadas fora da faixa litorânea do Estado. De forma geral, considerando as oito localidades continentais, infere-se a existência de tendências pouco significativas de elevação no regime anual de PRE nos últimos anos.

Embora importante para setores da economia, tais como a geração de hidroeletricidade, a análise de totais anuais de PRE pode não revelar importantes informações contidas no regime desse elemento meteorológico. Devido às características climáticas do Estado de São Paulo, a contribuição dos meses oriundos da estação seca, maio, junho e julho, por exemplo, para o somatório anual de PRE é bastante inferior à de meses como janeiro e dezembro (essa característica pode ser visualizada nas Tabelas 5 a 8). Dessa forma, a análise na escala anual pode não revelar alterações fundamentalmente contidas no período de estiagem do Estado, tornando relevante a análise desse elemento na escala mensal.

#### 4.2 Precipitação pluvial: totais mensais

Na Figura 11 são ilustrados para os *lags* 1 a 24 meses, os coeficientes de auto-correlação para os resíduos das séries de Piracicaba (1917 a 2007) e Campinas (1890 a 2007).

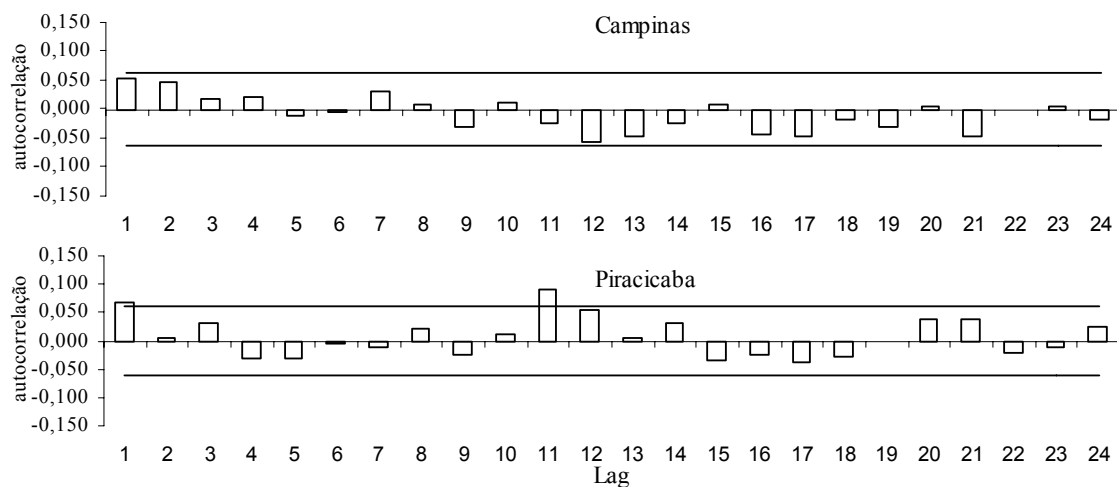


Figura 11 - Coeficientes de auto-correlação para a série mensal de precipitação pluvial de Piracicaba (1917 a 2007) e Campinas-SP (1890-2007) do Estado de São Paulo. As linhas horizontais representam os limites 2SE do ruído branco

Observa-se, na Figura 11 que praticamente todos os coeficientes da função auto-correlação permanecem abaixo do limite do ruído branco. De acordo com as equações 37 e 38, as séries de PRE mensal das localidades de Campinas e Piracicaba podem ser consideradas oriundas

de um processo de ruído branco. Os resíduos mensais das séries analisadas podem, portanto, serem analisados como sendo independentes entre si. Em outras palavras, a probabilidade de ocorrência associada a um dado valor mensal de PRE é, dentro da significância adotada, independente dos valores temporalmente precedentes desse elemento meteorológico.

Na Figura 12 são ilustrados os coeficientes de auto-correlação para os resíduos das séries mensais de Cordeirópolis, Jundiaí, Mococa, Monte Alegre do Sul, Pindorama, Ribeirão Preto e Ubatuba.

Assim como observado para Campinas e Piracicaba, os resíduos das séries de precipitação pluvial mensal das sete localidades ilustradas na Figura 12 apresentam baixa persistência temporal. Praticamente todos os coeficientes de auto-correlação permanecem dentro do limite do ruído branco. Considerando a equação 38, as séries relativas às localidades de Cordeirópolis, Jundiaí, Mococa, Monte Alegre do Sul, Pindorama e Ribeirão Preto podem, até 5% de significância, serem consideradas oriundas de um processo de ruído branco. Na localidade de Ubatuba, verifica-se que o coeficiente da função auto-correlação relativo ao primeiro mês ou defasagem/lag indica que nessa série litorânea, uma determinada condição observada nos totais de precipitação pluvial em um dado mês, tem maior probabilidade de ser observada no mês adjacente quando comparada às demais localidades analisadas. Entretanto, de forma geral, pode-se inferir que, no Estado de São Paulo, uma das principais características da dinâmica temporal dos dados da precipitação pluvial mensal é o caráter aleatório. Essa última afirmação, assim como para a PRE anual, é corroborada pelo teste Z que permaneceu dentro dos limites críticos adotados em todas as séries de PRE mensal  $[-1,96;1,96]$ . Ressalta-se que na localidade de Ubatuba observou-se o maior valor, em módulo, de Z (-1,76).

A aplicação do teste KS e do  $\chi^2$  indica que todas as séries mensais de precipitação pluvial utilizadas podem ser consideradas provenientes de uma população com distribuição gama, até o nível 10% de significância. Na literatura são encontrados diversos trabalhos, tais como os de Blain (2005) e Blain et al. (2007) que também comprovam o ajuste das séries mensais de PRE do Estado de São Paulo à função densidade de probabilidade associada à distribuição gama. Nas Tabelas 5 a 9 são demonstrados os valores dos parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$ , a média aritmética, o desvio padrão (DP), o coeficiente de variação (CV%) e a frequência de meses sem chuva (Freq\_0) nas oito localidades do estudo no período comum de 1948 a 2007. Na localidade de Pindorama utilizou-se os anos de 1951 a 2007.

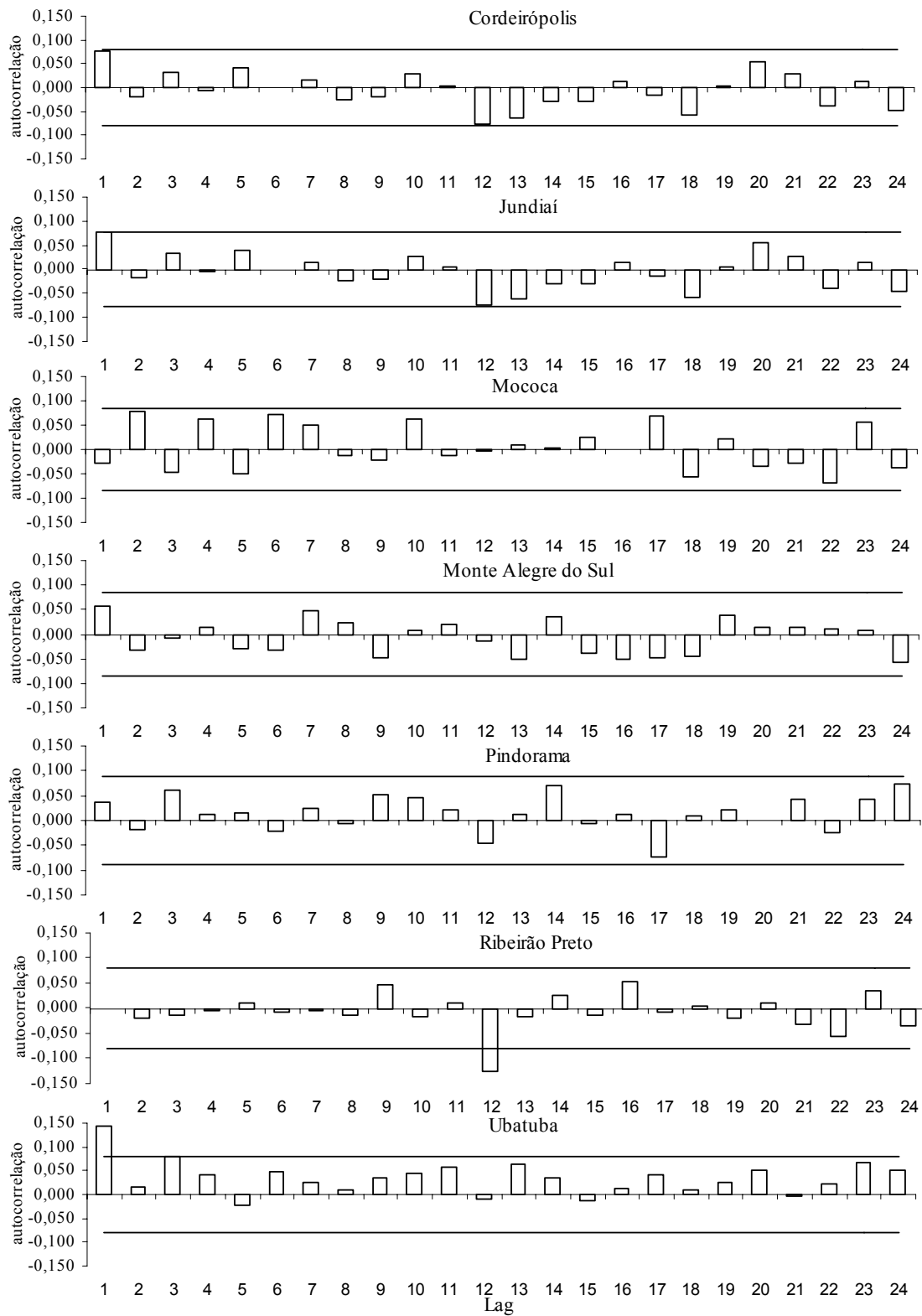


Figura 12 - Coeficientes de auto-correlação para as séries mensais de precipitação pluvial de Cordeirópolis, Jundiá, Mococa, Monte Alegre do Sul, Pindorama, Ribeirão Preto e Ubatuba do Estado de São Paulo. As linhas horizontais representam os limites 2SE do ruído branco

Tabela 5 - Valores dos parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$ , média, desvio padrão (DP), os três últimos em milímetros, coeficiente de variação (CV%) e frequência de meses sem chuva (Freq\_0) nas localidades de Campinas e Monte Alegre do Sul do Estado de São Paulo no período comum de 1948 a 2007.

Mês	Campinas						MonteAlegreSul					
	$\alpha$	$\beta$	Média	DP	CV%	Freq_0	$\alpha$	$\beta$	Média	DP	CV%	Freq_0
1	4,6	55,6	258	120	46,4	0	7,4	36	265	97,7	36,9	0
2	3,5	56,2	199	106	53,2	0	3,3	62,6	209	114	54,7	0
3	4,3	36,1	155	74,9	48,2	0	4,4	39,3	173	82,5	47,7	0
4	2,1	31,2	66	45,3	68,9	0	2,6	29,3	76	47,4	61,9	0
5	1,2	57,1	68	62,5	91,3	0	1,4	51,5	71	60,6	85	0
6	0,9	49,6	45	47,4	105	10,5	0,8	62,1	48	54,8	113	7
7	0,7	48,3	34	40,8	118	14	0,7	49,5	37	42,9	116	8,8
8	0,8	42,7	33	37,3	115	12,3	0,8	44,9	37	40,8	110	10,5
9	1,1	60,9	64	62,6	97,3	1,8	1,2	61,9	73	67,1	92,2	1,8
10	2,6	48,8	128	79,1	61,7	0	2,7	52,5	144	86,9	60,4	0
11	4,1	34,8	141	70,1	49,7	0	4,5	36,3	164	77,2	47,1	0
12	6,8	31,1	212	81,2	38,3	0	8,6	27,3	234	80,1	34,1	0

Nas Tabelas 5 a 9, à exceção da localidade de Ubatuba-SP, verifica-se que o período entre os meses de novembro a março pode ser considerado como a época em que a estação chuvosa está plenamente estabelecida. Nesses meses, o alto valor do parâmetro  $\alpha$  indica distribuições com formas próximas à normal, em que altos totais mensais de precipitação são climatologicamente esperados.

Em contra partida, considerando que, entre outros fatores, a intensidade de uma seca meteorológica está relacionada à magnitude de um desvio negativo de precipitação, essa época chuvosa é também bastante sujeita a casos intensos desse tipo de fenômeno climático.

Em contraste ao período chuvoso, nas localidades de Campinas, Monte Alegre do Sul, Cordeirópolis, Piracicaba e Jundiaí, os meses de junho, julho e agosto são caracterizados por distribuições fortemente assimétricas, com valores do parâmetro  $\alpha$  iguais ou inferiores à unidade. As funções densidade de probabilidade associadas a distribuições gama, na escala mensal, apresentam forma exponencial tipo “j invertido”. Nessa época, além de ser evidente a elevada inadequação do uso da média aritmética mensal como patamar de precipitação climatologicamente esperado, o valor zero dessa variável meteorológica não representa, necessariamente, uma anomalia ou desvio na sucessão climatologicamente esperada dos tipos de tempo que podem ser observados nesta época do ano.

Dessa forma, o estabelecimento ou início de secas meteorológicas<sup>5</sup> durante esse período é, conceitualmente, improvável. Entretanto, se uma seca meteorológica, iniciada em outras épocas do ano, perdurar até os meses de junho, julho ou agosto, a probabilidade de que essas distribuições mensais, fortemente assimétricas, forneçam suprimento hídrico suficiente para interromper esse tipo de seca é bastante baixa.

Tabela 6 - Valores dos parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$ , média, desvio padrão (DP), os três últimos em milímetros, coeficiente de variação (CV%) e frequência de meses sem chuva (Freq\_0) nas localidades de Cordeirópolis e Piracicaba do Estado de São Paulo no período comum de 1948 a 2007

Mês	Cordeirópolis						Piracicaba					
	$\alpha$	$\beta$	Média	DP	CV%	Freq_0	$\alpha$	$\beta$	Média	DP	CV%	Freq_0
1	5,8	43,4	251	104	41,6	0	6,4	35,9	229	83,5	36,5	0
2	3,2	61,9	196	110	56,1	0	3,2	55,7	181	92,3	51,1	0
3	2,9	57,7	165	97,4	59,2	0	3,2	47,3	149	80,5	53,8	0
4	1,9	35,9	67	49,1	73,2	0	1,7	37,8	64	43,6	68	0
5	1,2	55	66	60,2	91,3	0	1,1	53,8	61	56	91,5	1,7
6	0,8	50,4	42	45,8	110	10,5	0,9	45,3	42	39,5	94,8	11,7
7	0,7	42,4	30	35,8	119	10,5	0,8	40	31	37,1	120	10
8	0,7	46	30	37,2	124	19,3	0,8	37,1	29	31,4	107	13,3
9	1	63,7	65	64,6	98,7	3,5	1,1	51,1	55	43,4	78,4	0
10	3,3	38,3	128	70	54,8	0	3,6	32,9	118	58,5	49,5	0
11	4,1	36	147	72,7	49,5	0	3,9	33,4	131	61,8	47,1	0
12	6,5	33,8	219	86,1	39,3	0	7,8	24,6	192	68,3	35,6	0

Para as localidades de Pindorama e Mococa, essa época, com distribuições altamente assimétricas, ocorre entre os meses de junho à setembro. Para a localidade de Ribeirão Preto, essa época ocorre entre os meses de maio e setembro.

Nas localidades de Campinas, Monte Alegre do Sul, Cordeirópolis, Piracicaba e Jundiá, os meses de abril, maio, setembro e outubro podem ser considerados fases de transição entre as duas épocas distintas acima citadas. Nas localidades de Pindorama e Mococa, essa fase de transição ocorre nos meses de abril, maio e outubro, ao passo que na região de Ribeirão Preto, essa fase ocorre nos meses de abril e setembro. Na localidade de Ubatuba, não há grandes contrastes entre o regime de PRE observado entre as estações do ano. Todos os meses apresentam distribuições com formas próximas à normal. Nos meses de maio e julho observa-se os maiores graus de assimetria.

<sup>5</sup> De acordo com Wilhite (2000) a seca meteorológica é definida por um intervalo de tempo, geralmente da ordem de meses, em que os totais de precipitação permanecem consideravelmente abaixo do esperado para a região e período.

Tabela 7 - Valores dos parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$ , média, desvio padrão (DP), os três últimos em milímetros, coeficiente de variação (CV%) e frequência de meses sem chuva (Freq\_0) nas localidades de Jundiá e Ribeirão Preto do Estado de São Paulo no período comum de 1948 a 2007

Mês	Jundiá						Ribeirão Preto					
	$\alpha$	$\beta$	Média	DP	CV%	Freq_0	$\alpha$	$\beta$	Média	DP	CV%	Freq_0
1	4,8	52,6	253	116	45,6	0	5,1	55	282	125	44,1	0
2	3,7	49,5	185	95,6	51,8	0	3,3	68,7	227	125	55	0
3	4,2	37,2	156	76,1	48,9	0	3,7	44,5	166	85,8	51,8	0
4	1,7	40,7	69,4	53,1	76,5	3,5	1,5	49,2	76	61,1	80,7	0
5	1,4	52	72,1	61,2	84,9	1,8	1	64,2	63	63,6	101	1,8
6	0,9	57,8	52,8	55,2	105	3,5	0,7	45,7	30	36,9	124	17,5
7	0,7	57,9	43,3	50,1	116	14	0,6	40,9	24	31,2	131	19,3
8	0,9	42,9	37	39,8	108	7	0,6	38,1	22	29	131	26,3
9	1,1	69,4	74,3	71,8	96,7	1,8	0,9	61,3	55	58,3	105	3,5
10	3,9	34,1	134	67,6	50,5	0	3,2	40,7	132	73,2	55,6	0
11	2,8	51,7	145	86,5	59,8	0	4,1	42,7	176	86,8	49,2	0
12	5,5	38,5	211	90,1	42,7	0	6,1	45	274	111	40,5	0

Tabela 8 - Valores dos parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$ , média, desvio padrão (DP), os três últimos em milímetros, coeficiente de variação (CV%) e frequência de meses sem chuva (Freq\_0) nas localidades de Jundiá e Ribeirão Preto e Piracicaba do Estado de São Paulo no período comum de 1948 a 2007

Mês	Mococa						Ubatuba					
	$\alpha$	$\beta$	Média	DP	CV%	Freq_0	$\alpha$	$\beta$	Média	DP	CV%	Freq_0
1	5	55,4	277	124	44,7	0	3,1	115	353	202	57	0
2	3,3	64,7	215	118	54,9	0	1,9	175	331	240	72,7	0
3	3,7	45,3	169	87,4	51,8	0	3,3	93,4	307	169	55,1	0
4	1,8	41,1	74,2	55,2	74,4	0	3,1	69	215	122	56,7	0
5	1,3	51,7	65,9	58,4	88,6	0	2,1	57,5	122	83,9	68,6	0
6	0,7	45,9	31,5	38	121	17,5	1,8	45,3	81	60,7	74,7	0
7	0,6	36,5	22,3	28,5	128	15,8	2,1	45,4	97	66,5	68,2	0
8	0,7	35	23	28,3	123	22,8	2,7	33,5	90	54,9	61	0
9	1	63,1	63	63	100	5,3	2,9	59,5	175	102	58,3	0
10	3,2	42,7	135	76	56,2	0	5	47,4	236	106	44,8	0
11	5	35	176	78,4	44,7	0	4,1	65,6	269	133	49,4	0
12	6,1	44	266	108	40,6	0	5,5	56,6	312	133	42,6	0

Tabela 9 - Valores dos parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$ , Média, desvio padrão (DP), os três últimos em milímetros, coeficiente de variação (CV%) e frequência de meses sem chuva (Freq\_0) na localidade Pindorama do Estado de São Paulo no período de 1951 a 2007

Pindorama						
Mês	$\alpha$	$\beta$	Média	DP	CV%	Freq_0
1	5,1	51,3	263	116,2	44,1	0,0
2	3,7	58,3	216	112,1	52,0	0,0
3	4,0	38,6	156	77,6	49,7	0,0
4	1,4	48,5	70	58,4	83,1	3,5
5	1,1	56,5	62	59,0	95,8	5,3
6	0,7	45,2	31	37,7	120,0	17,5
7	0,6	41,1	24	31,7	129,5	24,6
8	0,6	39,6	25	31,3	126,5	19,3
9	0,9	65,0	58	61,5	105,7	7,0
10	3,3	35,1	115	63,5	55,4	0,0
11	3,7	36,5	136	70,4	51,9	0,0
12	5,3	41,0	216	94,1	43,6	0,0

Devido aos acentuados desvios em relação à normalidade e os elevados valores do coeficiente de variação, característicos das séries mensais de PRE, o emprego do teste F torna-se pouco consistente. Portanto, nas Tabelas 10 e 11 são apresentadas as análises das variâncias amostrais utilizando-se o teste W'.

Nas Tabelas 10 e 11 verifica-se que todos os agrupamentos mensais apresentaram valores do teste W' dentro do limite de significância de 10%. Em outras palavras, não foram detectadas diferenças significativas, ao nível adotado, entre os valores das variâncias amostrais em todas as nove localidades do estudo. Esses resultados foram posteriormente comparados aos do teste da razão da verossimilhança.

Tabela 10 - Teste Levene ( $W'$ ) aplicado às séries mensais de precipitação pluvial de Campinas, considerando duas, três e quatro amostras de 58, 39 e 29 anos, respectivamente, e de Piracicaba, do Estado de São Paulo, considerando duas e três amostras de 45 e 30 anos, respectivamente. Os valores críticos (V.Crit) são também ilustrados

Teste Levene ( $W'$ )			
Campinas			
Mês	Duas amostras	Três amostras	Quatro amostras
Janeiro	0,126	0,221	0,096
Fevereiro	0,077	0,078	0,095
Março	0,007	0,113	0,070
Abril	0,000	0,420	0,330
Maio	1,476	1,017	0,334
Junho	0,071	0,559	0,109
Julho	0,136	0,173	0,075
Agosto	0,157	1,527	0,571
Setembro	0,714	0,075	0,184
Outubro	0,061	0,805	0,688
Novembro	0,021	0,323	0,169
Dezembro	0,774	0,143	0,108
V.Crit (10%)	2,750	2,348	2,133
Piracicaba			
Mês	Duas amostras	Três amostras	
Janeiro	0,004	0,009	
Fevereiro	0,065	0,048	
Março	0,311	0,098	
Abril	0,188	0,273	
Maio	0,459	0,678	
Junho	0,084	0,127	
Julho	1,331	0,148	
Agosto	0,000	0,193	
Setembro	1,111	1,100	
Outubro	0,648	0,716	
Novembro	0,008	0,006	
Dezembro	0,325	0,277	
V.Crit (10%)	2,750	2,348	



Tabela 11 - Teste Levene (W') aplicado às séries mensais de precipitação pluvial de Cordeirópolis (1934/2007), Jundiaí (1942/2007), Mococa (1942/2007), Monte Alegre do Sul (1944/2007), Pindorama (1951/2007), Ribeirão Preto (1938/2007) e Ubatuba (1936/2007), do Estado de São Paulo. Os valores críticos do teste são ilustrados na última linha da tabela

Teste levene (W')							
Mês	Cordeirópolis	Jundiaí	Mococa	MteAlegre	Pindorama	Rib.Preto	Ubatuba
Janeiro	0,32	0,09	0,07	0,04	0,26	0,02	0,72
Fevereiro	0,01	0,02	0,69	0,00	0,44	0,55	0,40
Março	0,26	0,19	0,05	0,43	0,18	0,13	0,06
Abril	0,08	0,89	0,69	0,15	0,97	5,48	0,12
Mai	0,04	5,15	0,91	2,18	0,09	0,02	0,04
Junho	3,78	0,07	0,37	0,03	0,01	0,21	1,37
Julho	3,49	1,97	0,28	1,17	0,38	0,03	0,77
Agosto	0,07	0,14	1,21	0,04	0,20	0,58	2,84
Setembro	0,64	2,61	3,80	0,81	0,19	2,37	0,07
Outubro	0,01	0,12	0,68	1,06	0,89	0,10	0,03
Novembro	0,33	0,01	0,13	0,09	0,14	0,10	0,30
Dezembro	0,09	0,58	0,29	0,28	0,19	0,10	0,18
V.Crit (10%)	2,777	2,786	2,786	2,791	2,801	2,781	2,779

Assim como apontado por Wilks (2006), há queda na robustez do teste t, quando o mesmo é aplicado a variáveis que apresentam elevados valores de suas medidas de dispersão. Observando as equações 18 e 19 verifica-se que quando os coeficientes de variação amostral são elevados, esse método tende a aceitar  $H_0$ , mesmo que a diferença numérica entre as médias amostrais seja elevada. Em outras palavras, o teste t, quando aplicado a séries mensais de PRE no Estado de São Paulo apresenta elevada probabilidade de ocorrência do erro tipo II. Dessa forma, o método da razão de verossimilhança apresenta-se como a melhor alternativa paramétrica para a investigação das variações das propriedades estatísticas ocorridas em cada série mensal.

São apresentados na Tabela 12 os valores de  $\Lambda^*$  calculados com base nos espaços amostrais de 1892 a 1949 e 1950 a 2007 para a região de Campinas.

Considerando o nível de significância  $\alpha'=0,10$  verifica-se na Tabela 12 que todas as amostras relativas à todos os meses podem ser consideradas oriundas da “mesma distribuição gama”. A mesma análise é apresentada para os demais espaços amostrais na Tabela 13.

Tabela 12 - Teste da razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ) e valores dos parâmetros de forma ( $\alpha$ ) e de escala ( $\beta$ ) das funções densidade de probabilidade gama relativos aos períodos de 1892 a 1949 e 1950 a 2007, para Campinas do Estado de São Paulo

Mês	1892/1949		1950/2007		$\Lambda^*$
	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	
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
Mai	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

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 12 e 13. Com base nos períodos de 58 anos, por exemplo, todas as amostras podem ser consideradas provenientes de populações com “as mesmas distribuições gama”. Em contrapartida, considerando-se os períodos de 39 anos (Tabela 13), as amostras relativas aos meses de fevereiro, maio, agosto, 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 13). Neste caso, o aumento do tamanho da amostra de 29 para 39 anos não resultou em estabilização dos parâmetros estatísticos.

Na Tabela 14 são apresentados os resultados do teste  $\Lambda^*$  para a localidade de Piracicaba nos espaços amostrais de 1919 a 1963 e 1964 a 2008; 1918 a 1947, 1948 a 1977 e 1978 a 2007.

Tabela 13 - Valores dos parâmetros de forma ( $\alpha$ ) e de escala ( $\beta$ ) das funções densidade de probabilidade gama e do teste da razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ) para Campinas do Estado de São Paulo

Mês	1891/1929		1930/1968		1969/2007		$\Lambda^*$
	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	
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
Mai	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	1892/1920		1921/1949		1950/1978		1979/2007		$\Lambda^*$
	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	
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
Mai	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

\* significativo: Amostras provenientes de distintas populações considerando-se o quantil 0,90 da distribuição qui-quadrado.

Na localidade de Piracicaba (Tabela 14), considerando os sub-períodos de 45 anos, observa-se igualdade estatística entre as séries mensais (1919 a 2008) e suas respectivas amostras (1919 a 1963 e 1964 a 2008). Para os sub-períodos iguais à 30 anos, tendo em vista a significativa variação nos parâmetros estatísticos, verifica-se que as amostras relativas aos meses de maio e outubro não podem ser consideradas oriundas da mesma distribuição gama.

Tabela 14 - Valores dos parâmetros de forma ( $\alpha$ ) e de escala ( $\beta$ ) das funções densidade de probabilidade gama e do teste da razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ) para Piracicaba do Estado de São Paulo

Mês	1919/2008		1919/1963		1964/ 2008		$\Lambda^*$
	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	
Jan	5,99	38,21	5,93	38,62	6,05	37,80	0,272
Fev	3,23	57,13	3,82	50,51	2,84	62,26	1,505
Mar	2,92	49,36	2,99	46,53	2,87	51,96	0,377
Abr	1,64	38,62	1,75	34,31	1,56	42,82	0,528
Mai	1,04	52,64	0,92	47,36	1,32	50,12	3,208
Jun	0,99	43,63	1,19	36,72	0,85	50,00	0,100
Jul	0,74	38,97	0,70	32,12	0,83	42,33	3,245
Ago	0,79	37,62	0,81	35,77	0,78	39,48	0,707
Set	1,10	55,16	0,90	64,95	1,44	43,69	1,715
Out	3,24	34,28	3,46	29,30	3,17	38,00	2,115
Nov	3,80	34,82	3,72	35,32	3,88	34,28	0,200
Dez	7,01	28,46	6,22	33,05	8,15	23,73	1,352
	1918 a 1947		1948 a 1977		1978 a 2007		$\Lambda^*$
Jan	5,70	39,63	5,87	38,41	6,50	36,20	0,468
Fev	3,24	60,57	3,45	51,96	3,08	57,91	1,125
Mar	2,58	51,43	2,85	47,69	3,80	43,08	3,990
Abr	1,65	34,88	1,70	32,30	1,76	44,37	3,535
Mai	0,96	42,99	0,98	45,76	1,64	47,62	9,071*
Jun	1,06	41,69	1,20	35,44	0,80	53,06	1,591
Jul	0,74	34,82	0,73	40,44	0,76	41,14	0,530
Ago	0,81	35,91	0,90	31,48	0,71	45,71	1,792
Set	1,11	63,40	1,13	44,69	1,12	55,00	2,330
Out	2,85	34,33	6,75	17,55	2,48	46,92	11,139*
Nov	4,44	31,13	3,53	33,21	3,80	37,11	3,022
Dez	5,84	36,56	7,56	26,64	8,84	20,75	4,385

\* significativo: Amostras provenientes de distintas populações considerando-se o quantil 0,90 da distribuição qui-quadrado.

Nas Tabelas 15 a 17 são apresentados os resultados do teste  $\Lambda^*$  para as localidades de Cordeirópolis, Jundiá, Mococa, Monte Alegre do Sul, Pindorama, Ribeirão Preto e Ubatuba.

Tabela 15 - Teste da razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ) para as localidades de Cordeirópolis, Jundiá, Mococa e Monte Alegre do Sul do Estado de São Paulo

Mês	Cordeirópolis					Jundiá				
	1934/1970		1971/2007		$\Lambda^*$	1942/1974		1975/2007		$\Lambda^*$
	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$		$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	
Jan	5,6	43,4	8,93	27,1	1,85	5,88	39,9	4,75	55,5	1,5
Fev	4,25	50	3,39	53,8	1,99	4,84	40,6	3,95	45,9	0,56
Mar	4,23	39	2,45	67,8	3,32	6,09	26,2	3,41	46,7	2,94
Abr	2,1	29,4	2,14	35,1	1,69	2,12	27,5	1,74	42,8	2,67
Mai	0,75	62,5	1,61	40,5	7,92*	1,12	38,8	1,76	48,4	8,73*
Jun	1,07	30,8	0,73	62,4	4,27	1,13	46,6	0,82	63,5	1,34
Jul	0,75	28,2	0,74	47	1,72	0,68	51,5	0,85	58,5	0,31
Ago	0,67	42,4	0,58	47,7	0,97	0,75	41,2	0,76	47,4	0,26
Set	0,89	67,3	1,28	53,2	5,06*	1,17	43,9	1,24	67,7	4,06
Out	4,8	27,5	3,49	34,1	2	4,82	27	3,88	31,8	0,5
Nov	5,71	26,2	4,37	35,7	1,07	2,88	44	4,56	35,6	5,29*
Dez	4,82	47	7,62	29	2,02	3,95	50,8	7,65	28,4	4,29

Mês	Mococa				$\Lambda^*$	Monte Alegre do Sul				
	1942/1974		1975/2007			1944/1975		1976/2007		$\Lambda^*$
	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$		
Jan	6,32	40,9	6,31	46,2	1,41	9,81	27,5	6,56	40,5	1,27
Fev	9,08	23,5	3,06	66,2	10,30*	5,19	43,8	3,36	57,1	3,45
Mar	5,79	31,3	3,47	45,7	3,64	6,21	27,8	4,41	40	6,36*
Abr	1,35	45,5	1,84	45,4	2,11	2,78	23,5	2,72	31,6	3,29
Mai	1,01	45	1,49	47,5	4,29	1,25	36,8	1,73	47,4	8,42*
Jun	0,71	48	0,67	38,7	0,75	0,86	58,8	0,72	66,9	0,07
Jul	0,52	40,2	0,8	26,7	0,73	0,74	43,3	0,86	47,8	0,66
Ago	0,72	25,4	0,55	43	1,22	0,72	46,1	0,76	48	0,08
Set	0,84	48	1,36	55,2	8,59*	1,08	46,5	1,57	53,8	9,84*
Out	5,49	24,2	2,9	45,2	3,57	6,62	20,2	2,5	53,9	7,83*
Nov	4,39	38	7,03	26,5	3,15	4,01	40,2	6,99	23,4	2,73
Dez	3,82	62,8	9,25	30	8,62*	4,76	46,9	12,1	19,9	15,54*

\* significativo: Amostras provenientes de distintas populações considerando-se o quantil 0,90 da distribuição qui-quadrado.

Tabela 16 - Teste da razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ) para as localidades de Pindorama, Ribeirão Preto do Estado de São Paulo

Mês	Pindorama					Ribeirão Preto				
	1952/1979		1980/2007		$\Lambda^*$	1938/1972		1973/2007		$\Lambda^*$
	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$		$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	
Jan	6,99	31,1	6,99	42,5	9,02*	7,04	39,3	6,16	45,1	0,16
Fev	4,22	48,4	3,71	59,8	0,28	5,34	41,6	3,09	71,9	2,89
Mar	4,41	34	3,91	41,5	0,36	3,73	45,9	4,3	38	0,01
Abr	1,8	33,3	1,29	62,4	1,49	1,9	30,1	1,32	64,2	7,72*
Mai	0,8	68,4	2,01	34,1	2,82	0,71	64,6	1,16	56,6	1,61
Jun	0,81	44,3	0,61	45,4	3,72	0,7	37,5	0,57	48,5	0,65
Jul	0,56	46,4	0,7	33	0,81	0,54	39,2	0,67	33,5	0,12
Ago	0,71	34,3	0,55	45,7	0,05	0,61	27,6	0,52	41,8	0,53
Set	1,06	53,6	0,93	62	0,12	0,88	46,8	1,08	58	1,25
Out	6,38	18,9	2,41	44,3	7,60*	4,53	29,1	3,57	32,8	1,35
Nov	4,35	29,3	4,48	31,4	0,59	5,12	31	5,37	34,3	1,14
Dez	4,27	51,9	6,74	31,5	1,51	4,21	59,6	8,12	35,4	5,64*

\* significativo: Amostras provenientes de distintas populações considerando-se o quantil 0,90 da distribuição qui-quadrado.

Tabela 17 - Teste da razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ) para a localidade de Ubatuba - Estado de São Paulo

Mês	1936/1971		1972/2007		$\Lambda^*$
	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	
Jan	3,03	124	5,39	65	3,45
Fev	2,71	134	1,91	146	4,14
Mar	4,44	79,6	2,96	97,8	4,06
Abr	3,41	63,9	3,35	67,8	0,16
Mai	3,91	32,2	2,26	55,2	2,87
Jun	1,63	60,3	1,85	43	1,73
Jul	2,07	49,8	2,29	39,3	0,54
Ago	2,51	46,9	2,95	25,8	8,97*
Set	3,48	44,2	4,72	40,4	4,27
Out	5,33	45,6	5,3	42,8	0,52
Nov	4,38	64,6	6,11	42,3	1,64
Dez	5,58	62,2	7,28	41,3	3,35

\* significativo: Amostras provenientes de distintas populações considerando-se o quantil 0,90 da distribuição qui-quadrado.

Após a detecção de  $\Lambda^*$  significativos, é interessante realizar inferências sobre quais sub-períodos ou amostras apresentaram queda ou aumento no regime de precipitação pluvial. A

primeira tentativa de realizar tal análise foi baseada no fator  $L(\alpha,\beta;x)$  do teste  $\Lambda^*$ , que pode ser entendido como a contribuição de cada valor  $X_i$  ao somatório  $\sum L(\alpha,\beta;x_i)$ . Entretanto, a variação desse parâmetro não é diretamente correlacionada à variação dos dados de precipitação pluvial. O valor, em módulo, de  $L(\alpha,\beta;x_i)$  diminui com o aumento do valor de precipitação pluvial, até atingir aproximadamente a mediana da amostra em análise. Após esse ponto, o valor, em módulo, desse fator, aumenta com a elevação dos totais de precipitação, tornando o  $L(\alpha,\beta;x)$  pouco adequado à verificação de elevação ou queda nos dados de sub-períodos oriundos de uma mesma série temporal. A variação do  $L(\alpha,\beta;x_i)$  é ilustrado na Figura 13 para a série de Campinas – Fevereiro (1929 a 1967).

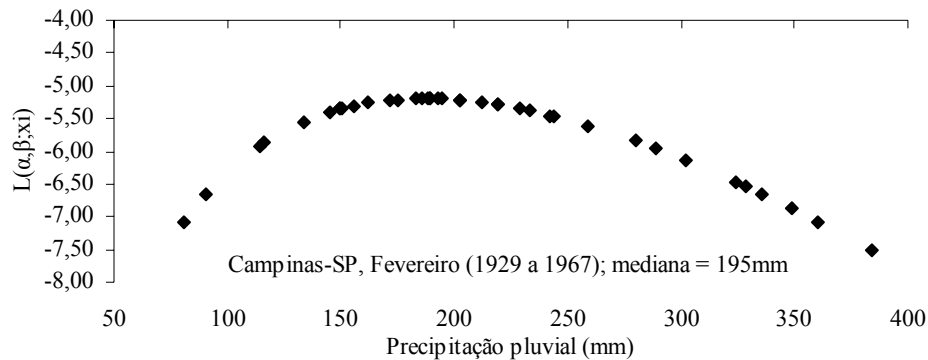


Figura 13 - Variação do fator  $L(\alpha,\beta;x_i)$ , proveniente do teste da razão da verossimilhança, aplicado a série de precipitação pluvial mensal da localidade de Campinas do Estado de São Paulo

A fim de verificar, as possíveis elevações ou queda no regime da PRE, entre os sub-períodos analisados, organizou-se, as amostras de cada uma das localidades das Tabelas 10 a 17 em forma de rol<sup>6</sup>. Essa comparação ilustra a dificuldade, já ressaltada no item 4.1, presente em análises estatísticas voltadas à caracterização e, especialmente, detecção de alterações no regime de precipitação pluvial mensal no Estado de São Paulo.

Por meio dos rol de dados, observou-se que em alguns meses há diferenças, nos valores de precipitação, em todas as posições do rol de cada amostra, como por exemplo, nos meses de maio em Cordeirópolis; nos meses de maio e novembro em Jundiá; nos meses de setembro em Mococa; nos meses de maio e setembro em Monte Alegre do Sul; nos meses de janeiro em Pindorama e nos meses de agosto em Ubatuba. Nesses meses, após a detecção de valores significativos do teste  $\Lambda^*$ , torna-se simples inferir, por meio dos valores do rol das amostras, em quais períodos houve queda/elevação no regime de precipitação pluvial. É importante ressaltar

<sup>6</sup> Rol ou rank; é a ordenação em forma crescente dos dados presentes em uma amostra. A posição 5 de um rol indica que está sendo considerado o quinto maior valor dessa amostra

que o termo elevação é aqui definido quando todos os valores dos rol relativos ao período mais recente são superiores aos relativos ao período mais antigo da série em estudo. O termo queda é definido de forma oposta, conforme é ilustrado na Figura 14a para a região de Cordeirópolis.

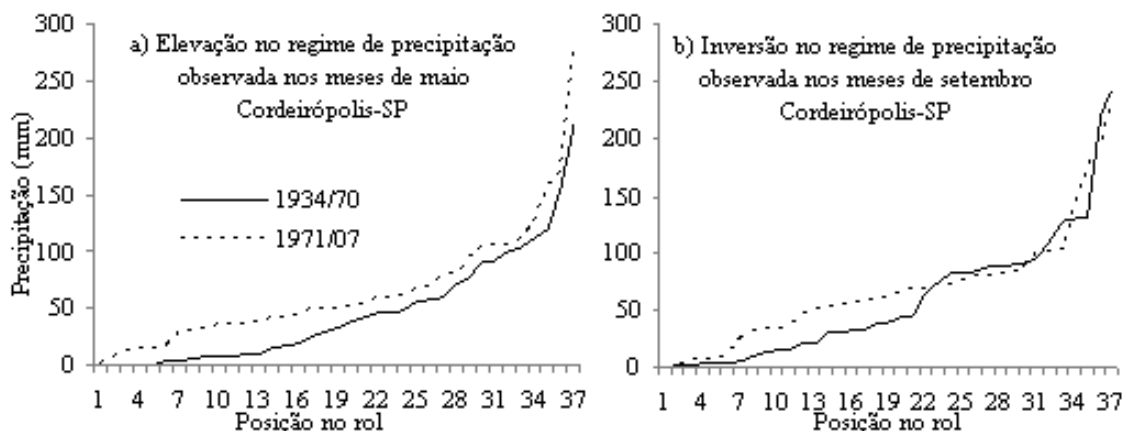


Figura 14 - Exemplo do termo elevação (a) e inversão (b) no regime de precipitação pluvial mensal da localidade de Cordeirópolis do Estado de São Paulo

Foi observada queda no regime mensal de precipitação apenas no mês de agosto para a localidade de Ubatuba. Nas demais séries mensais em que foram verificadas diferenças em todas as posições do rol de cada amostra observou-se elevação no regime de precipitação pluvial. Nos demais meses em que foram detectados  $\Lambda^*$  significativos há inversões das tendências de redução e aumento no regime de precipitação ao longo das amostras. Como exemplo, pode-se citar as amostras relativas ao mês de setembro na localidade de Cordeirópolis (Figura 14b). Até a posição 23 do rol (que possui 37 posições) a amostra relativa aos anos de 1971 a 2007 apresentou um regime de precipitação superior aos observados no período entre 1934 a 1970. Entre as posições 24 a 33 observa-se inversão em tal característica. Nas posições 34 a 36 a amostra relativa aos anos de 1971 a 2007 volta a apresentar totais de precipitação superiores aos observados no período de 1934 a 1970 e na última posição do rol há novamente inversão dessa característica. Dessa forma, nesses casos, apesar de as probabilidades acumuladas de ocorrência, associadas à cada valor de precipitação pluvial diferirem significativamente entre as duas amostras de cada agrupamento mensal, torna-se bastante difícil, determinar/interpretar se houve diminuição ou aumento no regime desse elemento. Em outras palavras, as alterações amostrais nas curvas mensais (ou anuais, conforme Figura 7) de PRE, podem resultar em períodos que apresentem uma elevação na frequência de ocorrência tanto nos baixos quanto nos elevados valores de precipitação pluvial.



Com isso, indicações por parte de modelos meteorológicas que projetam cenários futuros de precipitação (inferindo, por exemplo, 15% de queda ou aumento na precipitação), bem como a aplicação dessas indicações em possíveis alterações no zoneamento agrícola do Estado de São Paulo devem considerar a possibilidade de que tais alterações podem ocorrer de forma distinta entre os diferentes percentis de uma distribuição mensal de precipitação.

Nas localidades de Campinas e Piracicaba, considerando as amostras de 39 e 30 anos, respectivamente, apenas no mês de maio foi observada elevação nos valores de PRE entre os últimos anos das séries. Nos demais meses, em que foram detectados  $\Lambda^*$  significativos houve inversão nas posições dos rol entre as três amostras. Considerando, para Campinas, as amostras compostas por 29 anos, apenas no mês de maio na amostra relativa à 1978 a 2007 foi observada elevação nos valores de PRE.

Em uma primeira análise, pode parecer contraditório que amostras que, de acordo com o teste  $W'$ , apresentaram variâncias homogêneas sejam consideradas oriundas, de acordo com o teste  $\Lambda^*$ , de “distintas distribuições gama”. A interpretação dos resultados de cada teste pode ser melhor entendida por meio do seguinte exemplo hipotético: considera-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 ( $N_{ip1}$ ) 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 ( $N_{ip2}$ ) como sendo 30% superiores a seus respectivos valores  $N_{ip1}$ , ou seja,  $N_{ip2} = 1,30 \cdot (N_{ip1})$  para  $i = 1 \dots 58$ . Aplicam-se os testes  $W'$  e  $\Lambda^*$  para essa série hipotética, conforme ilustrado na Figura 15.

Verifica-se, na Figura 15 que o aumento linear de 30% entre P1 e P2 mantém a forma da distribuição (parâmetro  $\alpha$ ) constante entre as duas amostras. A alteração ocorre somente na escala (parâmetro  $\beta$ ) das FDPG relativas à cada período. Dessa forma, observa-se que ainda que as amostras P1 e P2 tenham suas medidas de dispersão estatisticamente iguais, é visível a mudança no regime de precipitação pluvial (indicada pelo teste  $\Lambda^*$ ) entre os dois períodos. Dessa forma, por meio desse exemplo hipotético, bem como por meio da análise das equações 14 a 17, nota-se que o teste  $\Lambda^*$  considera as variações tanto na forma quanto na escala de uma distribuição, ou seja, na 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, verifica-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”.

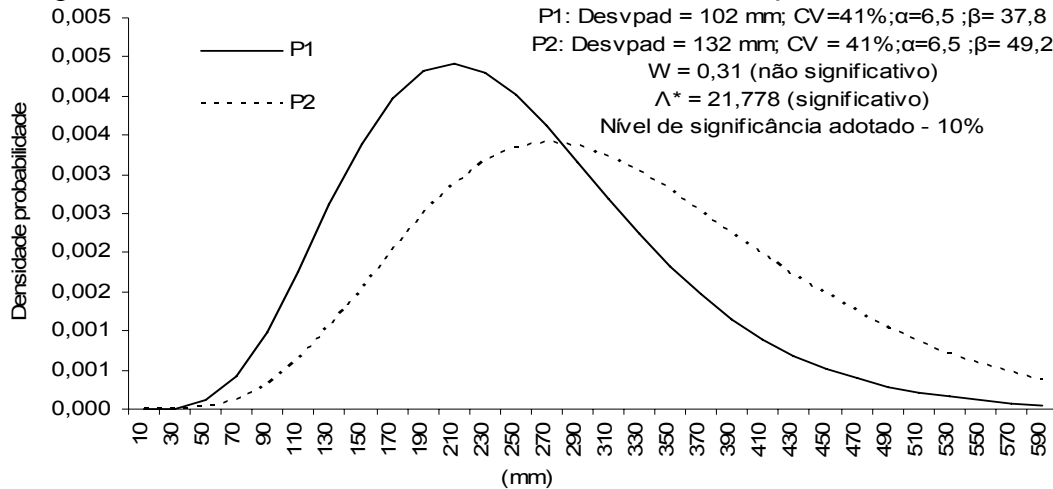


Figura 15 - Exemplo hipotético da variação amostral entre dos períodos de 58 anos (P1 e P2), pertencentes a uma mesma série mensal de precipitação pluvial. As siglas Desvpad, CV,  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $W$  e  $\Lambda^*$  representam, respectivamente o desvio padrão, o coeficiente de variação, os parâmetros 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 Figura 16 é ilustrada a aplicação da análise de ondaletas para a localidade de Piracicaba.

Na Figura 16b observa-se apenas um pico significativo de potencia espectral na escala anual. Contudo, mesmo para essa escala, verifica-se que os picos de variância causadores desse valor significativo de GWP ocorrem de forma temporalmente esparsa e pouco significativa, conforme ilustrado na Figura 16a. Na Figura 16c, é ilustrada a análise espectral da ondaleta, considerando o sinal médio para as escalas 0,25-1 e 2-7 anos. Conforme descrito no item 2.4.4 essas escalas são utilizadas por trabalhos como os de Kayano e Blain (2007) para investigar a influência do fenômeno ENOS nos sinais temporais de séries meteorológicas. Assim como apontado por esses dois últimos autores para a localidade de Campinas (1890-2006) a natureza esparsa dos picos de potência espectral, observada na Figura 16a, e a inexistência de variâncias significativas na Figura 16c, indicam que o sinal do ENOS na série de PRE da localidade de Piracicaba não é claro. A análise de ondaletas também não evidencia demais marcantes periodicidades presentes nessa série. Ressalta-se, na Figura 16a, os picos significativos de variância temporalmente localizados em meados da década de 1980 e entre os anos de 1975 a 1990 nas escalas 1-2 e 8 anos, respectivamente.

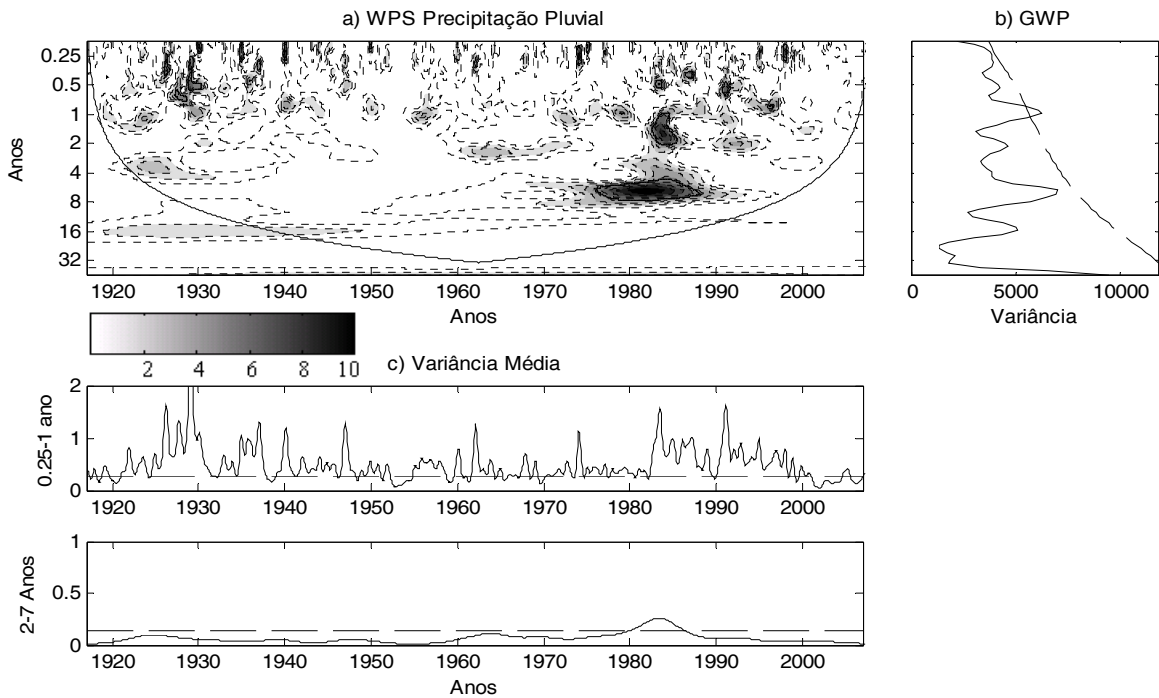


Figura 16 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a precipitação pluvial residual mensal de Piracicaba- Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas

Nas Figuras 17 a 23 são ilustradas as aplicações da análise de ondaletas para as demais localidades do estudo.

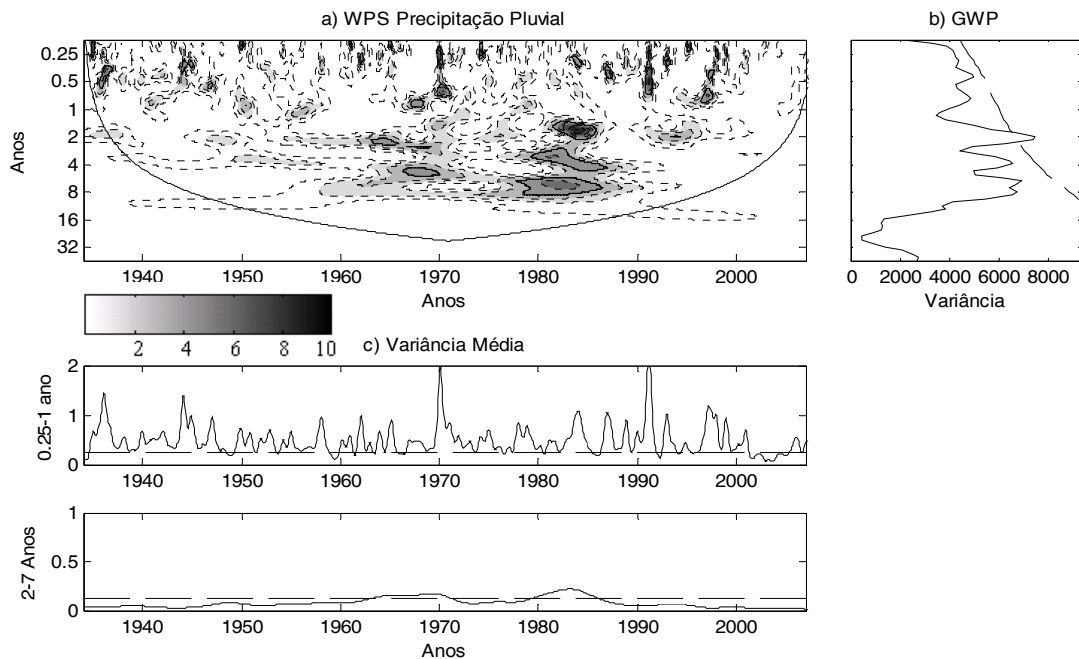


Figura 17 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a precipitação pluvial residual mensal de Cordeirópolis- Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas

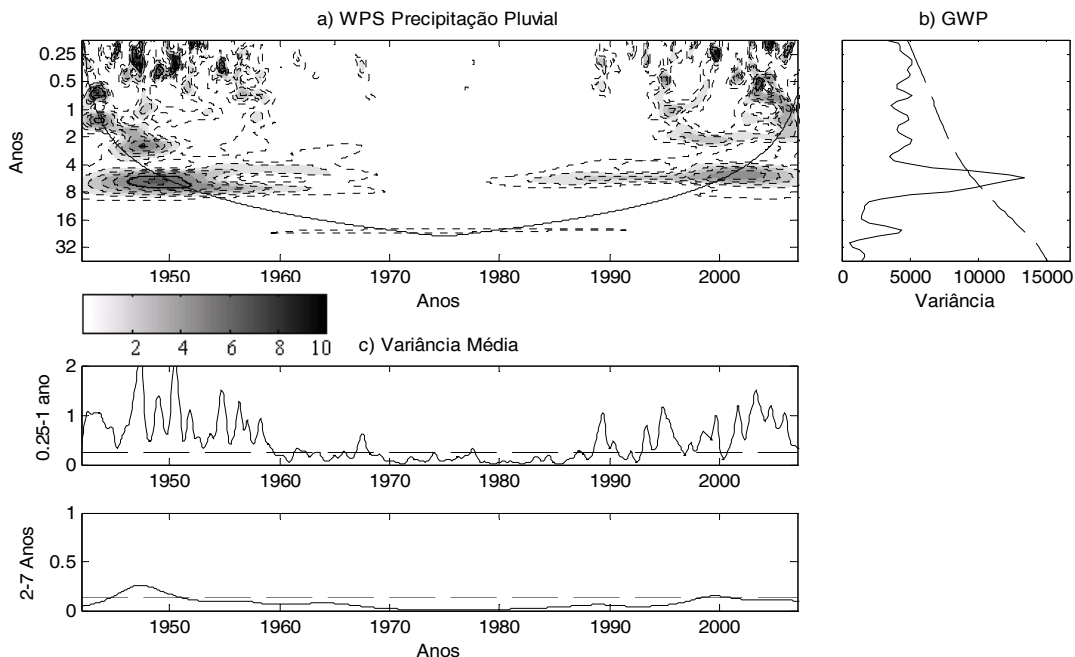


Figura 18 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a precipitação pluvial residual mensal de Mococa- Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas

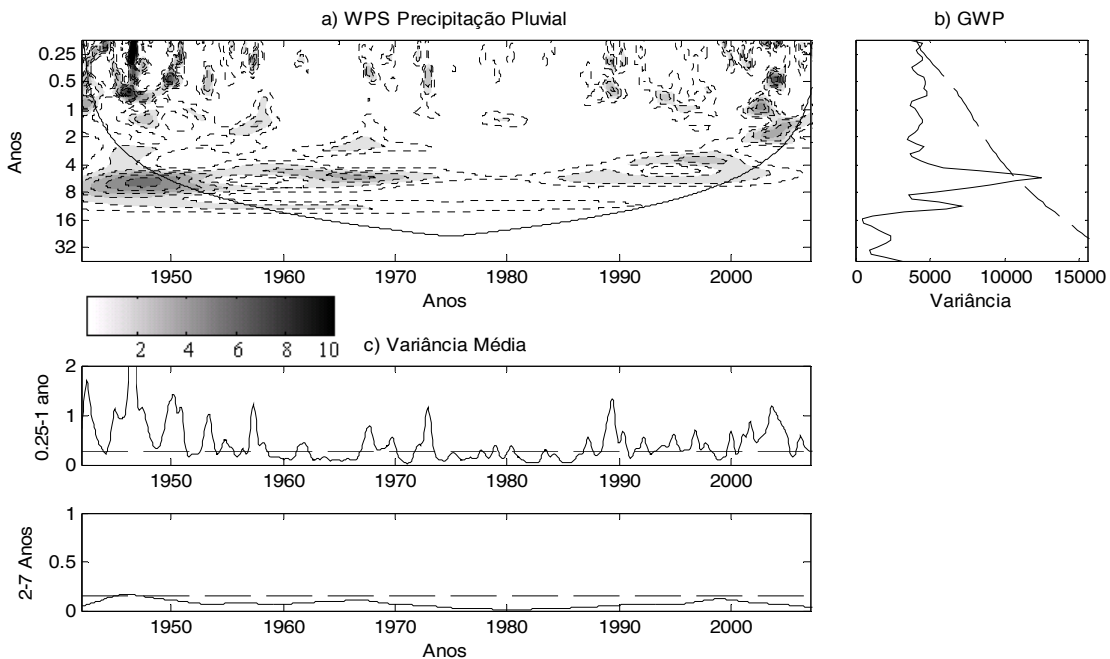


Figura 19 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a precipitação pluvial residual mensal de Jundiaí- Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas

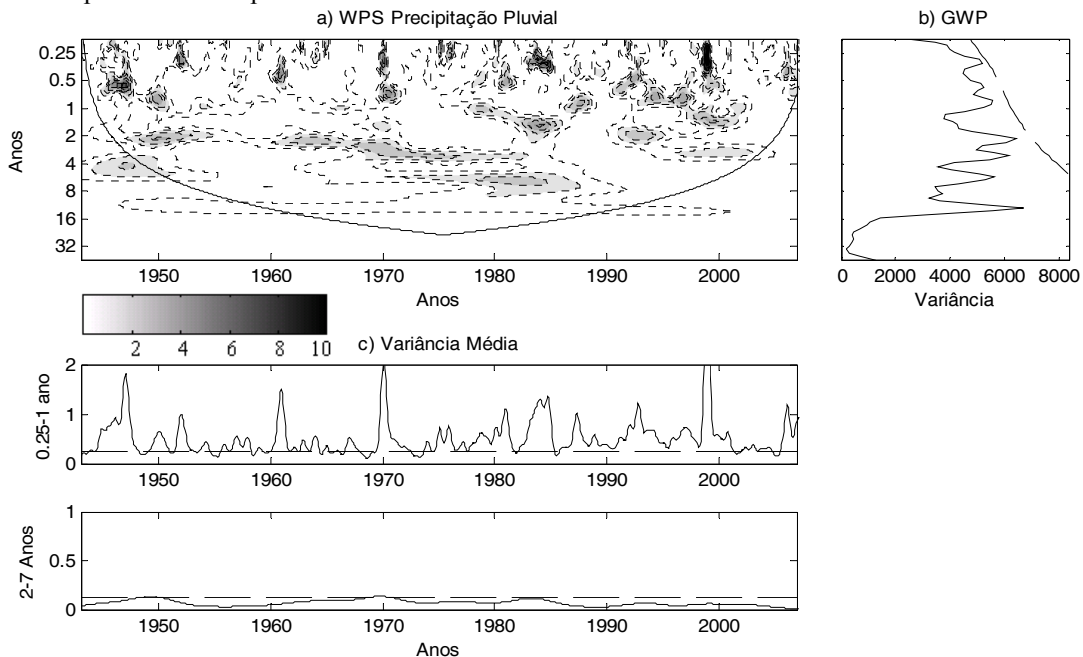


Figura 20 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a precipitação pluvial residual mensal de Monte Alegre do Sul - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas

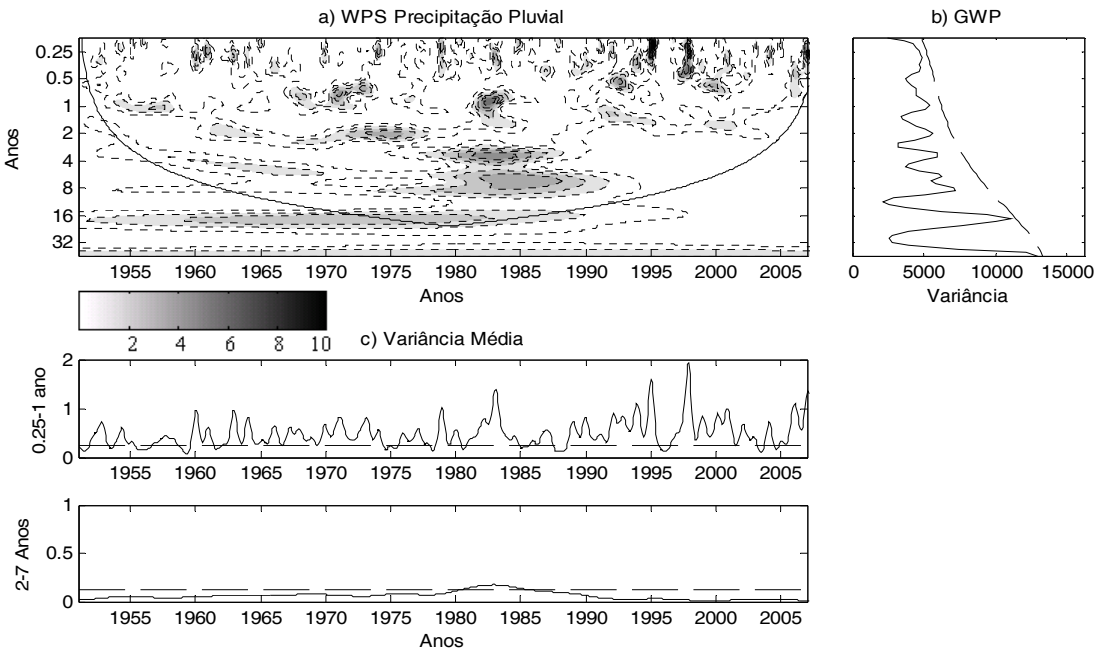


Figura 21 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a precipitação pluvial residual mensal de Pindorama - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas

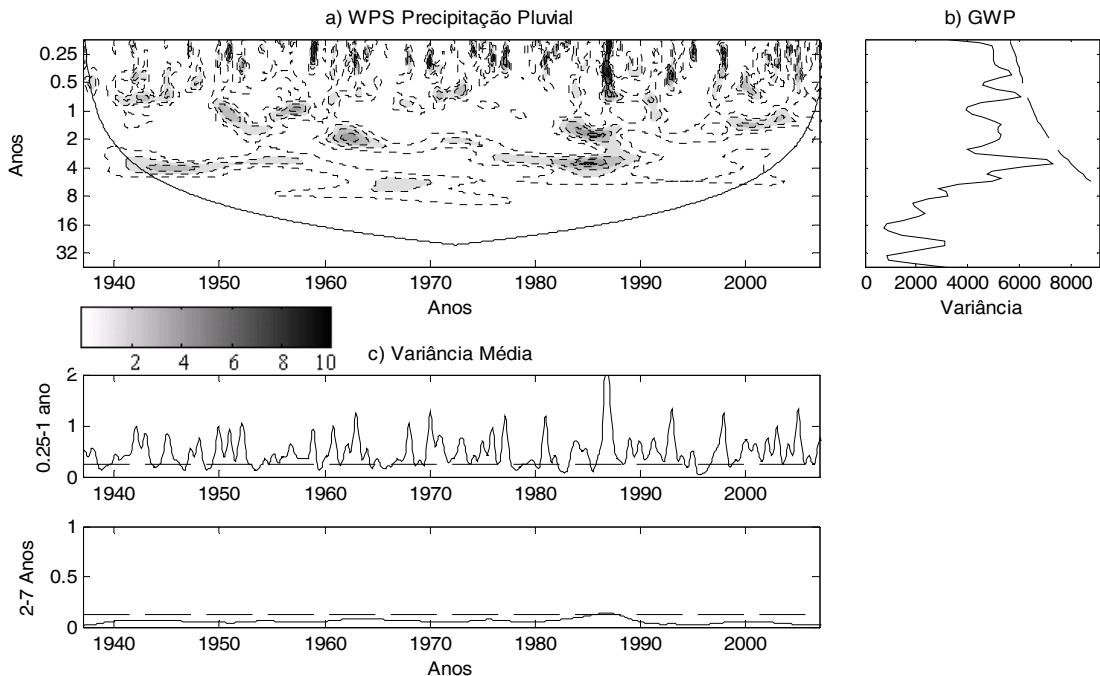


Figura 22 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a precipitação pluvial residual mensal de Ribeirão Preto - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas

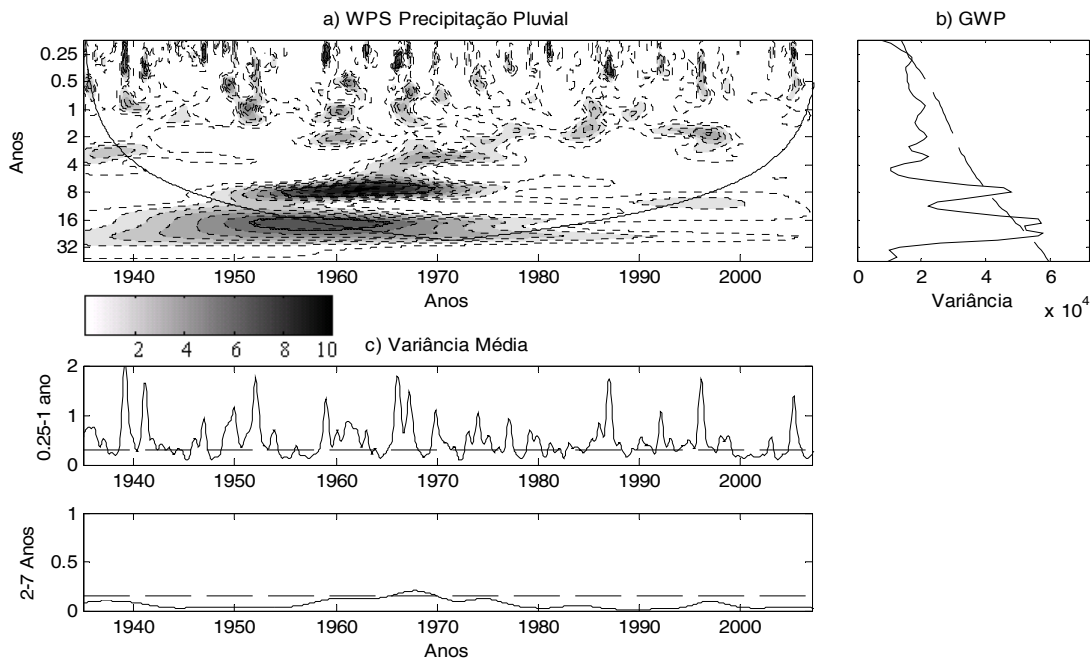


Figura 23 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a precipitação pluvial residual mensal de Ubatuba-Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas

Por meio da Potencia GWP verifica-se, para as localidades de Cordeirópolis, Jundiá e Mococa, picos significativos de variância nas escalas 2, 7 e 5 anos respectivamente. Para a série de Ubatuba há picos nas escalas 8 anos, temporalmente localizados entre 1950 e 1975, 16 e 20 anos, observados entre 1955 e 1975. Para as localidades de Monte Alegre do Sul, Pindorama e Ribeirão Preto não houve detecção de picos significativos.

De forma análoga ao apontado por Kayano e Blain (2007) para o sinal espectral da precipitação pluvial mensal de Campinas, observa-se, nas Figuras 17 a 23, que os picos de variância indicados pela GWP, mesmo quando significativos, ocorrem de forma esparsa ao longo do sinal temporal. Essa natureza dos picos de potencia das séries de PRE do Estado de São Paulo dificulta o estabelecimento de significativas periodicidades relativas ao seqüenciamento temporal desse elemento meteorológico limitando também o estabelecimento de conclusivas correlações entre os sinais espectrais da PRE, no Estado de São Paulo, e os picos de variância relativos ao sinal do ENOS, (Figura 24). Dessa forma, a afirmação de Kayano e Blain (2007) de que a influência do ENOS na variabilidade temporal da PRE da localidade de Campinas não é conclusiva, pode ser estendida para as demais séries do estudo.

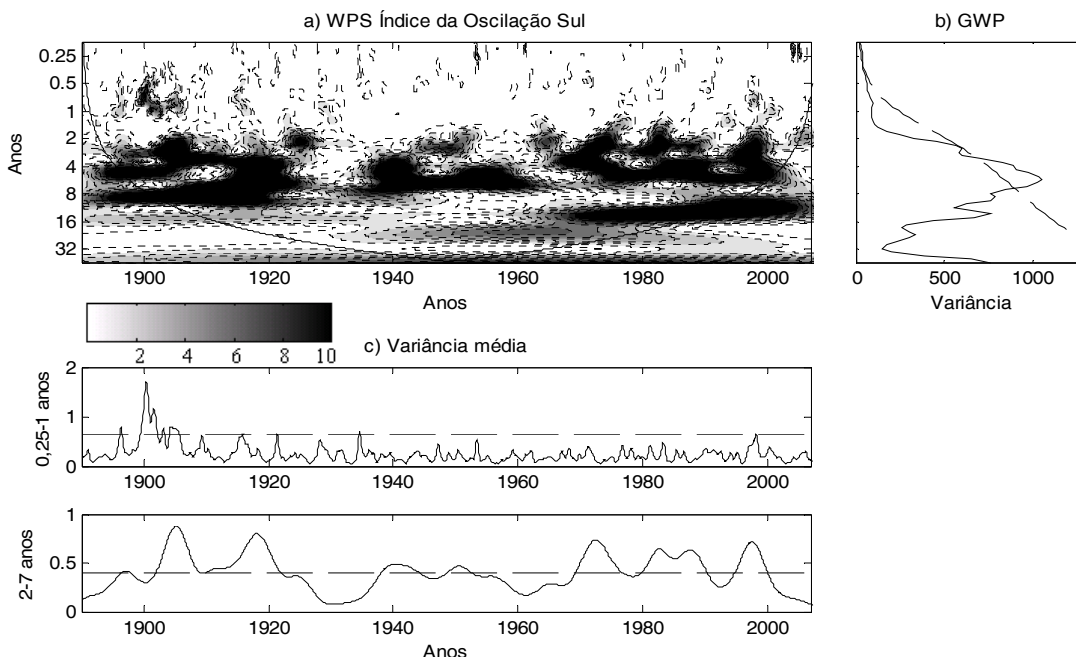


Figura 24 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para o Índice da Oscilação Sul (IOS) mensal. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas

Conforme descrito no item 3.2.2 a remoção do ciclo sazonal, presente nos dados mensais foi realizada utilizando a subtração entre cada valor  $X_t$  e as respectivas medianas de cada agrupamento mensal. Essa operação, usualmente denominada de remoção da climatologia regional, utilizou as medianas mensais, e não a média aritmética, tendo em vista a elevada variação temporal das formas das distribuições mensais de PRE no Estado de São Paulo. Entretanto mesmo utilizando o percentil fixo 0,5, para a estimação dos valores residuais de PRE, não há garantias que um mesmo valor de resíduo tenha a mesma probabilidade de ocorrência entre os distintos meses com diferentes distribuições de precipitação pluvial. Essa característica é melhor exemplificada na Tabela 18, utilizando-se a série de PRE mensal de Campinas entre os anos de 1890 a 2007 e o valor residual de 30 mm.

Tabela 18 - Diferentes probabilidades de ocorrência associadas à um mesmo valor de resíduo de precipitação pluvial da localidade de Campinas do Estado de São Paulo quando são considerados diferentes meses

Mês	Mediana (mm)	Desvio da mediana (mm)	Probabilidade acumulada
Janeiro	229	30	0,60
Julho	16,2		0,79
Mês	Média (mm)	Desvio da média (mm)	Probabilidade acumulada
Janeiro	248	30	0,66
Julho	30		0,85



Na Tabela 18, verifica-se que um mesmo valor de resíduo pode indicar condições climáticas bastante distintas em diferentes meses no Estado de São Paulo. Dessa forma, ainda que as séries de PRE mensal utilizadas possam ser consideradas oriundas de um processo de ruído branco, as adaptações propostas por Hirsch et al. (1982) e Hirsch e Slack (1984), que resultaram no SMK, apresentam-se como a melhor alternativa para contornar as dificuldades impostas pela elevada variabilidade sazonal das séries mensais de PRE nas investigações de tendências climáticas no Estado de São Paulo.

Na Tabela 19 são ilustrados os resultados da aplicação do SMK nas nove séries do estudo.

Tabela 19 - Estatística SMK relativa ao teste Mann-Kendall Sazonal aplicado a localidades do Estado de São Paulo. Campinas (Cps), Cordeirópolis (Cord), Jundiaí (Jund), Mococa (Moc), Monte Alegre do Sul (Mte), Pindorama (Pind), Piracicaba (Pira), Ribeirão Preto (Rib), Ubatuba (Uba)

Meses	Cps	Cord	Jund	Moc	Mte	Pind	Pira	Rib	Uba
jan	1,12	0,59	1,65	1,80	0,60	0,03	0,52	0,91	-1,00
fev	-0,59	-0,98	-0,81	-0,50	-0,89	0,58	0,03	0,05	-1,29
mar	-0,03	-0,14	0,29	-1,34	-0,15	0,90	1,37	-0,92	-0,96
abr	-0,57	0,93	-0,06	0,69	0,63	0,21	0,97	-0,13	0,77
maio	2,42*	1,00	1,81	1,76	2,04*	0,15	2,55*	2,05*	0,79
jun	-0,68	-0,39	-0,57	-1,47	-0,61	0,09	-0,49	-0,81	0,06
jul	0,99	1,07	1,66	1,34	0,98	0,09	1,24	0,99	-0,04
ago	-0,50	-0,85	-0,08	-0,61	-0,62	0,32	-0,24	-0,60	-2,32*
set	1,28	1,12	1,75	1,49	2,18*	0,36	0,01	1,82	1,45
out	-0,55	-1,12	-0,75	-0,33	0,96	0,49	1,52	-1,45	0,46
nov	0,82	0,77	1,91	0,42	0,85	0,42	1,03	1,39	0,10
dez	0,77	-0,22	0,82	0,69	0,90	0,99	-0,47	-0,34	-1,31
Ano	1,24	0,47	1,97*	1,00	1,97*	1,14	2,44*	0,79	-0,75

\*Significativo à 5%. O sinal positivo indica elevação temporal dos valores da série ao passo que o negativo indica queda.

Considerando a escala anual, observa-se na Tabela 19 que nas localidades de Jundiaí, Monte Alegre do Sul e Piracicaba foram detectadas tendências climáticas de elevação no regime de PRE. Verificando a análise mensal, nota-se que essas alterações estão fundamentalmente relacionadas ao mês de maio. Ressalta-se também que esse agrupamento mensal apresentou valores significativos do SMK nas localidades de Cordeirópolis, Mococa e Ribeirão Preto. Na série de Monte Alegre do Sul, o SMK foi significativo também no mês de setembro.

Com base nas análises apresentadas, pode-se concluir que, ainda que de forma pouco marcante, à exceção da localidade litorânea de Ubatuba, as séries anuais e mensais de precipitação pluvial no Estado de São Paulo, apresentaram tendência temporal de elevação em seus valores. Essa ligeira elevação está principalmente relacionada ao mês de maio. Na série de Ubatuba, há indícios de queda no regime de PRE anual e mensal, relacionada principalmente ao mês de agosto. Contudo, é importante salientar que a principal característica da precipitação pluvial no Estado de São Paulo é a elevada variabilidade espaço-temporal de seus valores. Dessa forma, elevados graus de incerteza sempre estarão presentes nas análises estatísticas relativas à esse elemento meteorológico.

### **4.3 Temperatura mínima do ar: média anual**

Na Figura 25 são ilustradas as séries de temperatura mínima média anual utilizadas.

Observa-se que, exceto para as localidades de Pindorama e Monte Alegre do Sul, em todas as demais séries, ilustradas na Figura 25, a definição de tendências climáticas indicada pela OMM (1966) é claramente observada; tendo em vista que nos pontos finais ou anos mais recentes das mesmas, encontram-se os valores mais elevados de T<sub>min</sub> anual.

Na Figura 26 são apresentados os valores do coeficiente  $r_k$  para  $k = 1$  a 12 anos nas sete localidades. O número de *lags* foi arbitrariamente escolhido respeitando-se, entretanto, o limite máximo de  $N/4$  lags, em que  $N$  é o número de anos de cada série. Os resultados do teste  $Z$  também são ilustrados.

Em uma primeira análise, torna-se razoável inferir que as séries anuais de T<sub>min</sub> das localidades de Campinas, Cordeirópolis, Monte Alegre do Sul, Piracicaba, Ribeirão Preto e Ubatuba são oriundas de um processo com elevada persistência temporal, em que a probabilidade de ocorrência de um determinado valor anual dessa variável é consideravelmente condicionada pelos dados de T<sub>min</sub> de anos anteriores. Em termos estatísticos, há rejeição da  $H_0$  associada à análise de auto-correlação e ao teste  $Z$ . Contudo, observa-se que os coeficientes  $r_k$  estimados entre os *lags* 1 a 12 anos, nestas seis séries, apresentam características distintas entre si. Na localidade de Campinas, por exemplo, todos os coeficientes  $r_k$ , ilustrados na Figura 26, são

altamente significativos, ao passo que nas localidades de Piracicaba, Cordeirópolis e, especialmente Monte Alegre do Sul, diversos coeficientes da função auto-correlação permanecem dentro do limite de ruído branco. Ressalta-se que a série de Pindorama pode ser considerada livre de persistência temporal.

Considerando as dificuldades relativas à aplicação da função auto-correlação em séries que contenham tendências climáticas (falsa rejeição de  $H_0$ ) e essa incoerência espaço-temporal dos valores de  $r_k$  entre as distintas localidades, torna-se razoável assumir que as características observadas na Figura 26 estão fundamentalmente associadas à tendências de elevação temporal dos dados de  $T_{min}$  analisados. Essa incoerência espaço-temporal pode também ser um indicativo da existência de importantes forçantes radioativas de escala local influenciando a variabilidade temporal das séries de  $T_{min}$  analisadas. Essas questões foram abordadas nas demais análises.

Nesse ponto, é importante ressaltar que na literatura a aplicação da função auto-correlação, ou de outros métodos de análise de séries temporais, é normalmente precedida pela remoção de possíveis tendências (previamente conhecidas). Essa operação deve-se ao fato de que uma tendência temporal pode sobrepor-se ou mascarar demais características presentes nas variáveis analisadas. Contudo, considerando que o objetivo principal do presente trabalho é detectar tendências nas séries meteorológicas utilizadas, essa remoção pode resultar na perda de importantes informações.

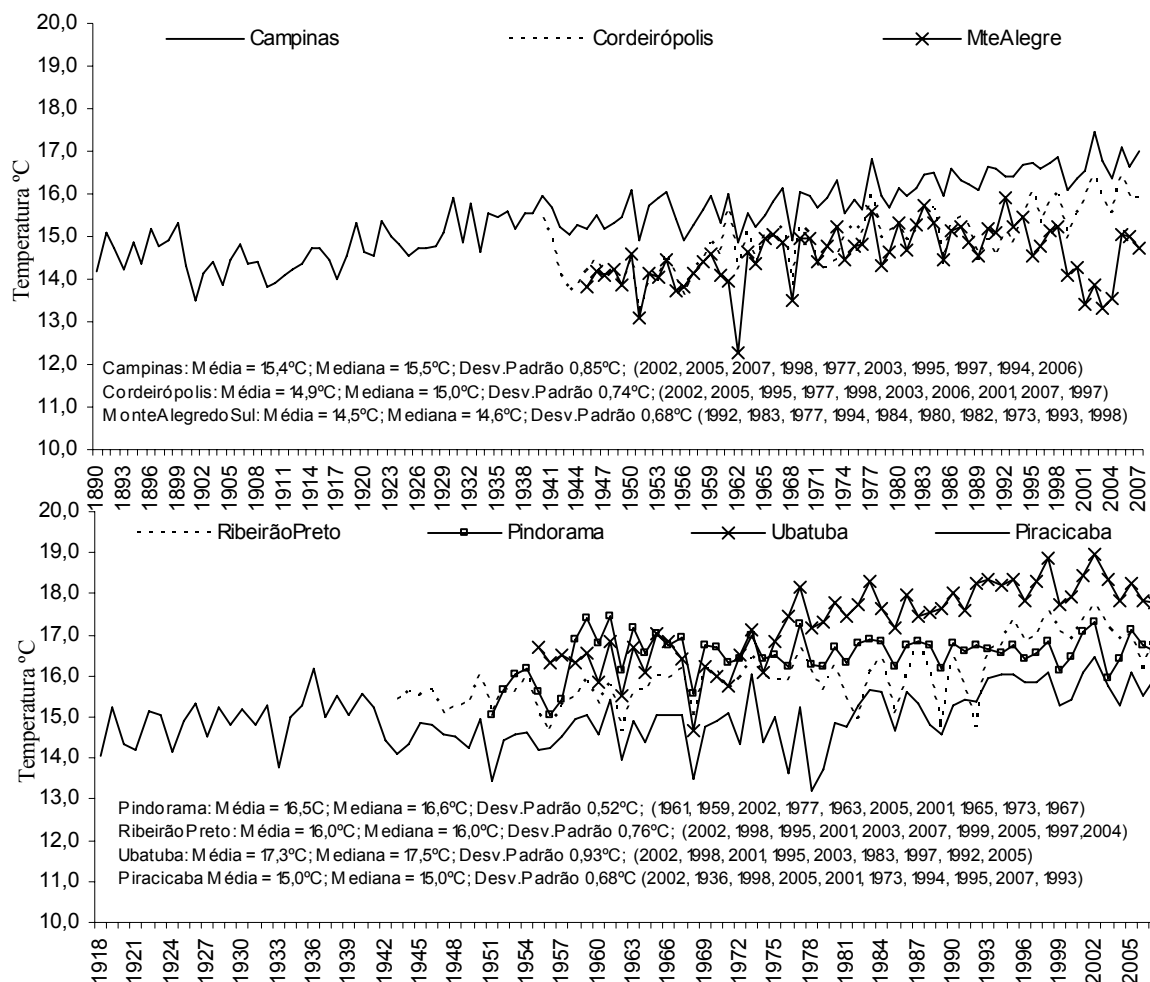


Figura 25 - Séries históricas de temperatura mínima média anual (Tmin) de sete localidades do Estado de São Paulo. Entre parênteses os anos de ocorrência dos 10 maiores valores de cada série em ordem decrescente

Na Tabela 20 são ilustrados os valores do teste KS aplicado à análise de aderência das séries anuais de Tmin à distribuição normal nas sete localidades do Estado de São Paulo. Tanto o KS quanto o  $\chi^2$  indicam o bom ajuste das distribuições empíricas à DN.

Na Tabela 21 e na Figura 27 são ilustradas a aplicação dos testes t, F e a classificação em rol, ou ordem crescente, dos dados relativos às amostras adotadas, nas localidades de Campinas e Piracicaba.

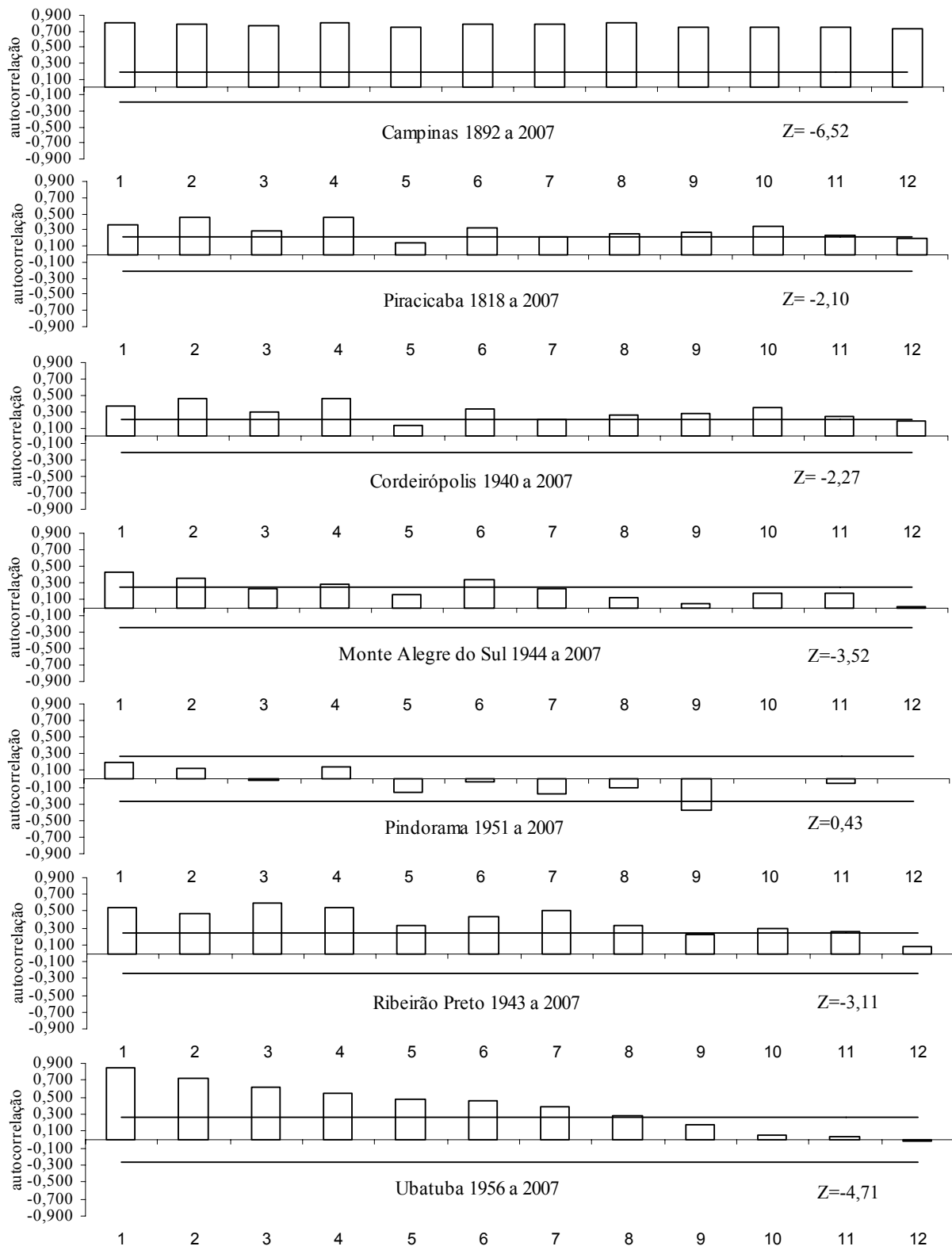


Figura 26 - Função auto-correlação, para séries de temperatura mínima media anual de sete localidades do Estado de São Paulo

Tabela 20 - Valores do teste Kolmogorov-Smirnov (KS) aplicado à análise de aderência das séries de temperatura mínima média anual (Tmin) à distribuição normal em sete localidades do Estado de São Paulo

Local	Teste KS	Valor crítico		
	Tmin	5%	10%	20%
Campinas	0,054	0,126	0,112	0,099
Cordeirópolis	0,028	0,166	0,148	0,130
Mte Alegre do Sul	0,074	0,173	0,154	0,135
Pindorama	0,065	0,181	0,162	0,142
Piracicaba	0,024	0,144	0,129	0,113
Ribeirão Preto	0,060	0,170	0,151	0,133
Ubatuba	0,090	0,188	0,168	0,147

Tabela 21 - Aplicação dos testes t e F para a série de temperatura mínima média anual das localidades de Campinas e Piracicaba do Estado de São Paulo nos períodos de 1918 a 1947(P1); 1948 a 1977(P2) e 1978 a 2007(P3)

	Campinas-SP					
	P2	P1	P1	P3	P2	P3
Média	15,7	15,2	15,2	16,5	15,7	16,5
Variância	0,21	0,18	0,18	0,15	0,21	0,15
F	1,162		1,209		1,405	
t	4,275*		12,39*		7,417*	
	Piracicaba-SP					
	P2	P1	P1	P3	P2	P3
Média	14,6	14,9	14,9	15,4	14,6	15,4
Variância	0,32	0,28	0,28	0,50	0,32	0,50
F	1,144		1,766		1,542	
t	1,617		3,285*		4,591*	

\*Significativo à 5%

Na Tabela 21 e na Figura 27, verifica-se, na localidade de Campinas, a significativa elevação das médias amostrais relativas aos anos de 1918 a 1947; 1948 a 1977 e 1978 a 2007. Entretanto, ressalta-se que, de acordo com o teste F essa elevação parece estar fundamentalmente relacionada apenas a deslocamentos à direita das funções densidade de probabilidade associadas a essas amostras; tendo em vista a homocedasticidade da variância presente nessa série. Na localidade de Piracicaba são observadas características semelhantes às citadas para Campinas, entretanto, essa marcante elevação nos valores de Tmin ocorreu de forma mais tardia, pois as amostras de 1918 a 1947 e 1948 a 1977, não apresentaram alterações estatísticas significativas em suas respectivas médias e variâncias.

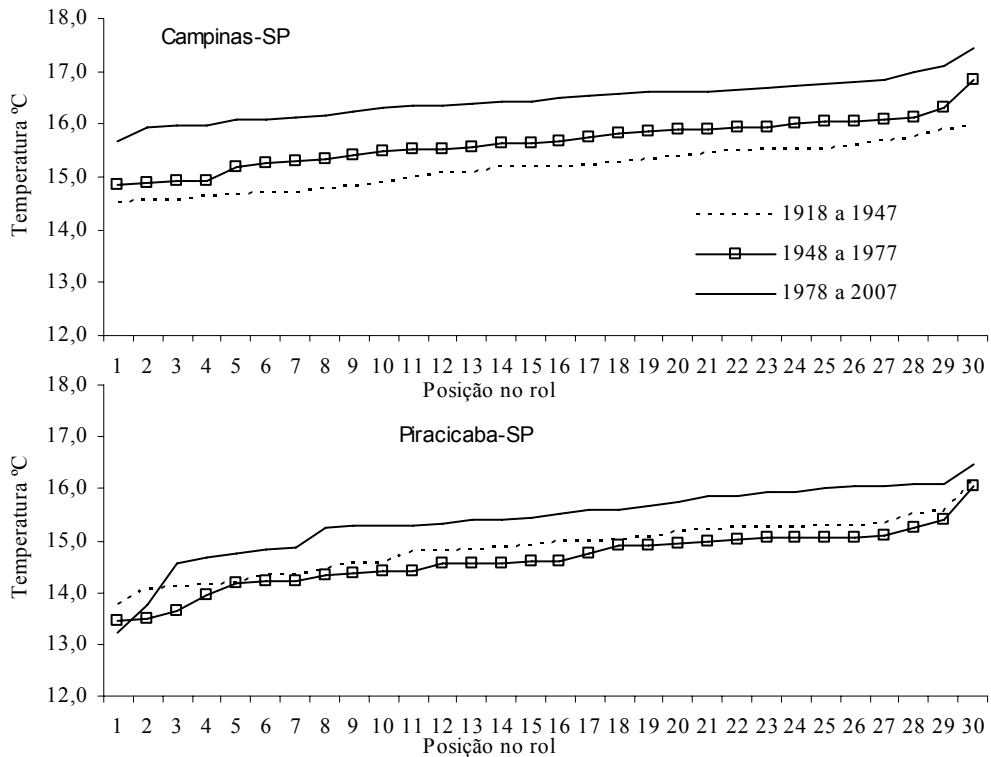


Figura 27 - Valores da temperatura mínima média anual, organizados em rol, relativos aos períodos de 1918/1947, 1948/1977 e 1978/2007 observados nas localidades de Campinas e Piracicaba do Estado de São Paulo

Na Figura 28 são ilustradas as mesmas análises apresentadas na Tabela 21 e na Figura 27 para as demais localidades do estudo.

Apesar da disponibilidade de dados relativos às localidades de Pindorama e Ubatuba ter inviabilizado a adoção de um período comum, capaz de prover duas amostras de 30 anos; por meio da Figura 28 nota-se que nas séries temporais de Tmin anual, das localidades de Cordeirópolis, Ribeirão Preto, Ubatuba e até mesmo, Monte Alegre do Sul, há marcantes indícios de elevação no regime de Tmin. Contudo, na localidade de Pindorama, o teste t-student indicou estabilidade das médias aritméticas entre as duas amostras. Para essa série, observando o rol de cada amostra nota-se que os maiores valores de Tmin anual foram registrados no período relativo aos primeiros 28 anos. Não há, portanto, a existência de um máximo no ponto final da série de Tmin da localidade de Pindorama. Em outras palavras, para essa última localidade, a definição de tendência climática dada pela nota técnica nº 79 da OMM (1966) não pode ser observada.

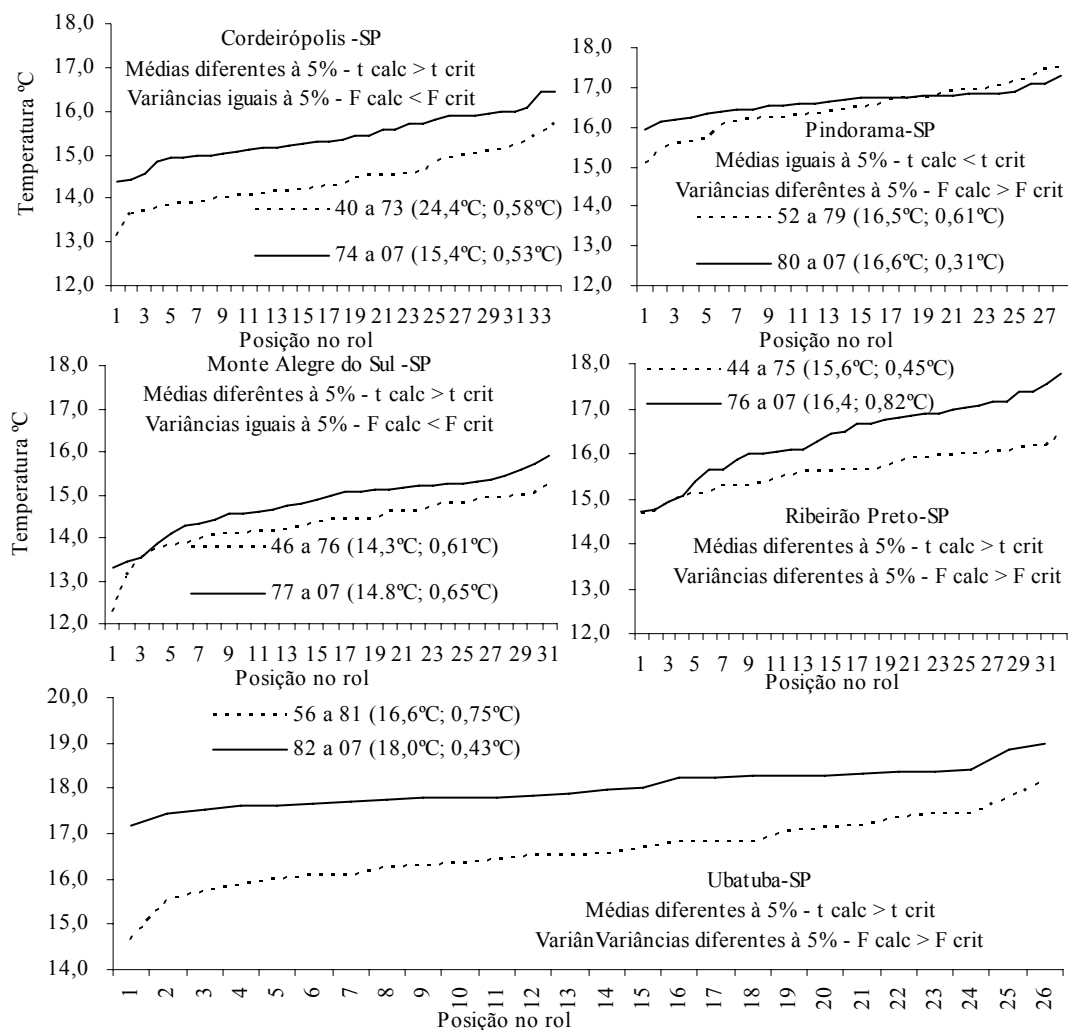


Figura 28 - Aplicação dos testes t e F para séries de temperatura mínima média anual do Estado de São Paulo. Cada sub-período foi organizado em rol

O teste  $\Lambda^*$  é ilustrado na Figura 29 para as localidades de Campinas e Piracicaba. O período comum de 1918 a 2007 foi adotado a fim de facilitar a comparação da variabilidade temporal dos dados de temperatura mínima média anual nessas duas localidades do Estado de São Paulo.

Na Figura 29 a elevação dos valores de  $T_{min}$  anual da localidade de Campinas entre 1918 e 2007 é comprovada pelo teste da razão da verossimilhança com uma significância superior à 99%. A análise da Figura 29 parece também indicar que essa elevação pode ser satisfatoriamente representada por um modelo linear. Para a localidade de Piracicaba é evidente que a elevação ocorreu de forma mais tardia de que em Campinas, tendo em vista que a amostra relativa aos anos de 1948 a 1977 de Piracicaba encontra-se à esquerda dos demais períodos. Para essa última



localidade, a utilização de um modelo linear na descrição da variabilidade temporal dos dados anuais de Tmin, entre 1918 e 2007, mostra-se inadequado.

Essa não concomitância na variabilidade amostral dos valores de Tmin em duas localidades geograficamente próximas, dá suporte à hipóteses, como as sugeridas por Dufeck e Ambrizzi (2006), de que de forçantes radioativas locais, tais como urbanização, sejam fortemente responsáveis pelas distintas taxas de elevação temporal dessa variável meteorológica nessas duas séries do Estado de São Paulo.

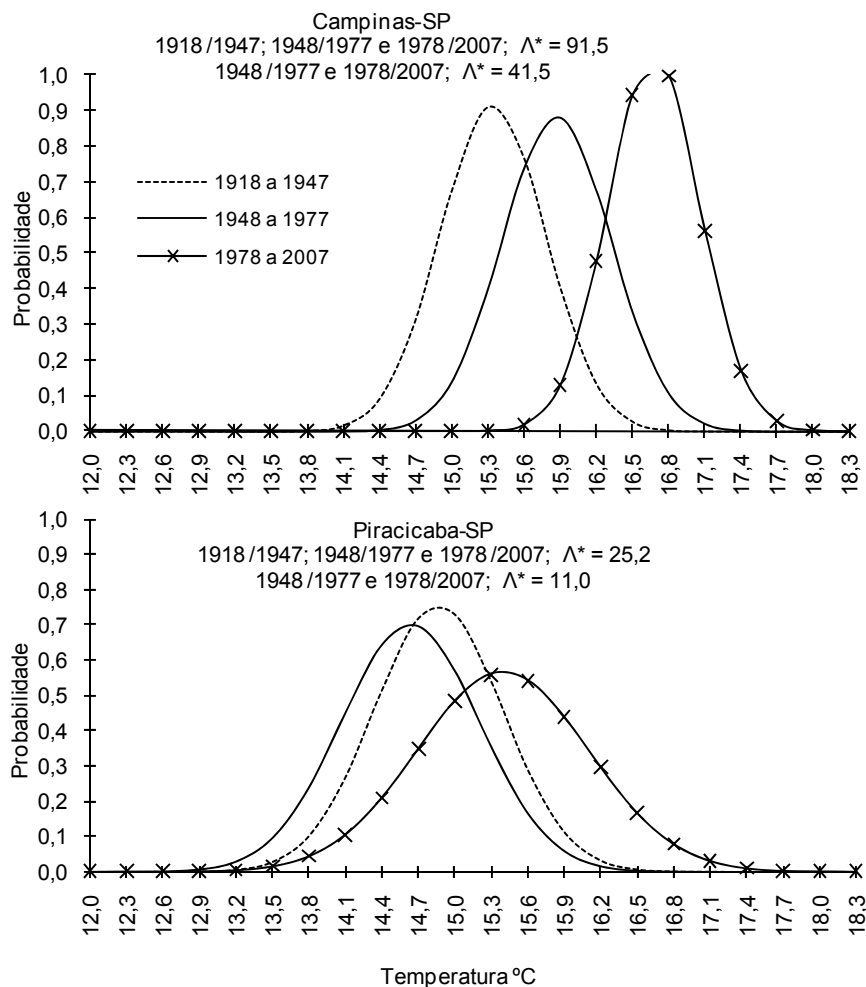


Figura 29 - Teste da razão da verossimilhança aplicado às séries de temperatura mínima média anual das localidades de Campinas e Piracicaba do Estado de São Paulo

O teste  $\Lambda^*$  é ilustrado na Figura 30 para a localidade de Campinas considerando o período de 1892 a 2007

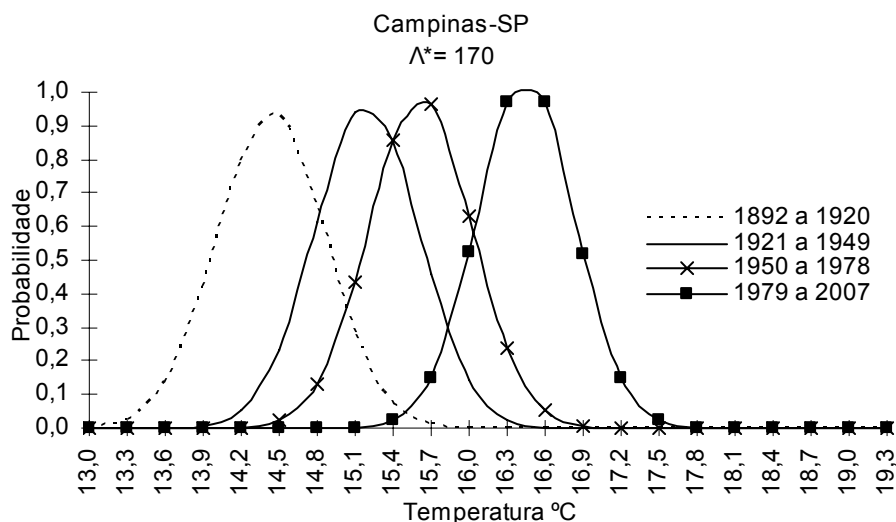


Figura 30 - Teste da razão da verossimilhança aplicado à série de temperatura mínima média anual da localidade de Campinas do Estado de São Paulo

As características observadas para o período de 1918 a 2007 podem ser estendidas, na série de Campinas, para os anos de 1892 a 2007. Novamente, a elevação nos valores de  $T_{min}$  parece estar fundamentalmente relacionada à simples deslocamentos à direita das funções densidade de probabilidade associadas à cada amostra. Nas Figuras 31 e 32 é ilustrada a aplicação do teste da razão da verossimilhança para as demais localidades.

Nas Figuras 31 e 32, observa-se que nas localidades de Monte Alegre do Sul e Ribeirão Preto, as alterações nas FDP associadas às distintas amostras estão fundamentalmente relacionadas à simples deslocamentos à direita das curvas de densidade de probabilidade relativas aos anos mais recentes dessas duas séries. Nas localidades de Cordeirópolis e, especialmente Ubatuba, além de marcantes deslocamentos à direita, há, nos anos mais recentes, elevação na densidade de probabilidade dos valores próximos às médias amostrais e queda no grau de dispersão das amostras. Na localidade de Pindorama, verifica-se apenas elevação na densidade de probabilidade dos valores próximos à média amostral e queda no grau de dispersão dos dados de  $T_{min}$  observados nos últimos anos. Dessa forma, assim como observado na Figura 29, verifica-se nas Figuras 31 e 32, distintas taxas de variabilidade temporal dos dados anuais de  $T_{min}$  no Estado de São Paulo.

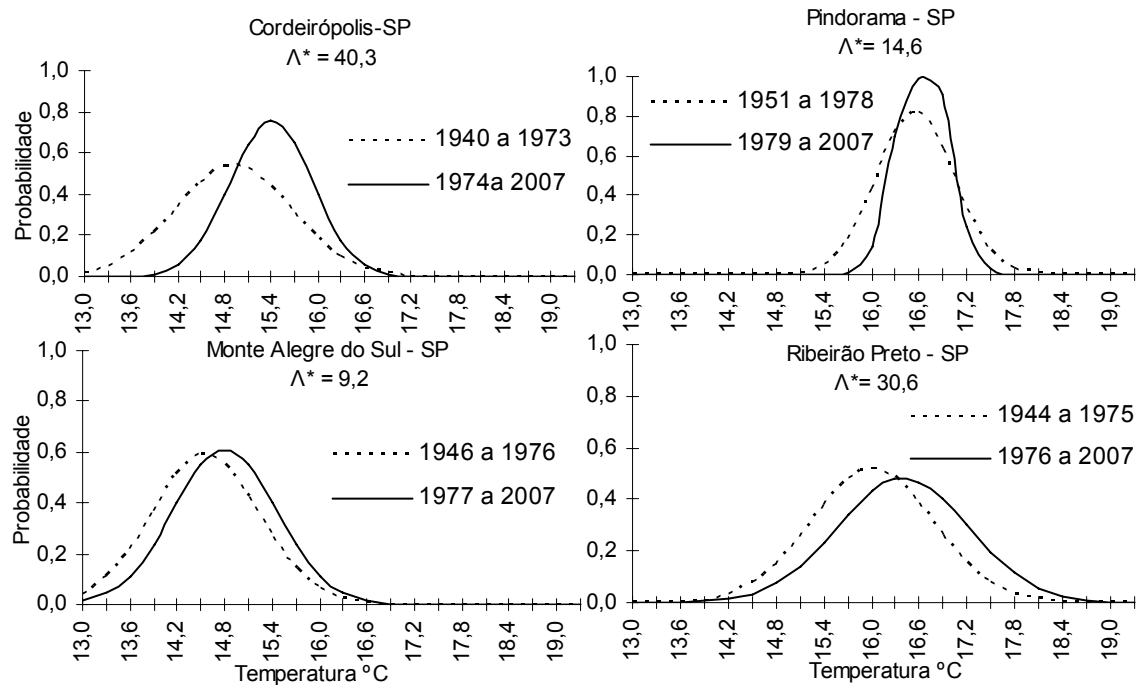


Figura 31 - Teste da razão da verossimilhança aplicado à série de temperatura mínima média anual das localidades de Cordeirópolis, Monte Alegre do Sul, Pindorama e Ribeirão Preto do Estado de São Paulo

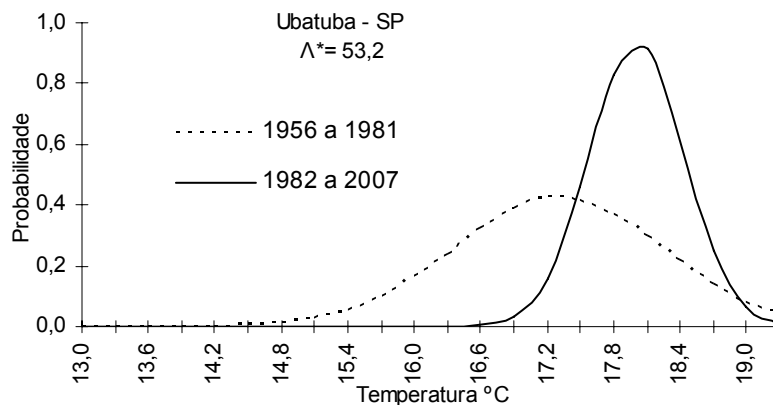


Figura 32 - Teste da razão da verossimilhança aplicado à série de temperatura mínima média anual da localidade de Ubatuba do Estado de São Paulo

Na Tabela 22 são apresentados os testes de Mann-Kendall e Pettitt aplicados nas localidades do estudo. A fim de facilitar a comparação das variabilidades temporais de T<sub>min</sub> anual, os métodos não paramétricos foram aplicados adotando-se períodos comuns.

Tabela 22 - Testes de Mann-Kendall e Pettitt aplicados em oito localidades do Estado de São Paulo. O teste de Pettitt indica a data inicial de alteração climática

Localidade	Período	MK	Data aproximada Pettitt
Campinas		6,90*	1973
Cordeirópolis		6,27*	1974
Monte Alegre Sul	1948 a 2007	2,70*	1964
Piracicaba		5,70*	1981
Ribeirão Preto		5,54*	1992
Pindorama	1951 a 2007	1,05	NS
Ubatuba	1955 a 2007	6,59*	1976
Piracicaba	1917 a 2007	9,18*	1981
Campinas		4,20*	1968
Campinas	1890 a 2007	11,30*	1949

\* significativo à 5%; NS Não significativo

Mesmo quando são adotados períodos comuns para condução do MK, verifica-se distintos graus de significância desse método não paramétrico entre as localidades. Essa característica torna-se mais evidente, considerando a data aproximada de alteração climática, indicada pelo teste de Pettitt. Para o período de 1917 a 2007, verifica-se que a data inicial da elevação nos dados de T<sub>min</sub> difere em aproximadamente 13 anos entre as localidades de Campinas e Piracicaba. Para 1948 a 2007, essa data inicial de elevação difere, aproximadamente, em 10 anos entre Monte Alegre do Sul e Campinas e Cordeirópolis, 17 anos entre Monte Alegre do Sul e Piracicaba e 28 anos entre Monte Alegre do Sul e Ribeirão Preto.

#### 4.4 Temperatura máxima do ar: média anual

Na Figura 33 são apresentados os valores dos coeficientes das funções auto-correlação, ilustrados nos lags 1 a 12 anos para a localidade de Campinas, considerando-se o período de 1892 a 2007, 1918 a 2007 e 1948 a 2007. Assim como para a T<sub>min</sub> anual, o número de *lags* foi arbitrariamente escolhido respeitando-se, entretanto, o limite máximo de  $N/4$  *lags*, em que N é o número de anos de cada série.

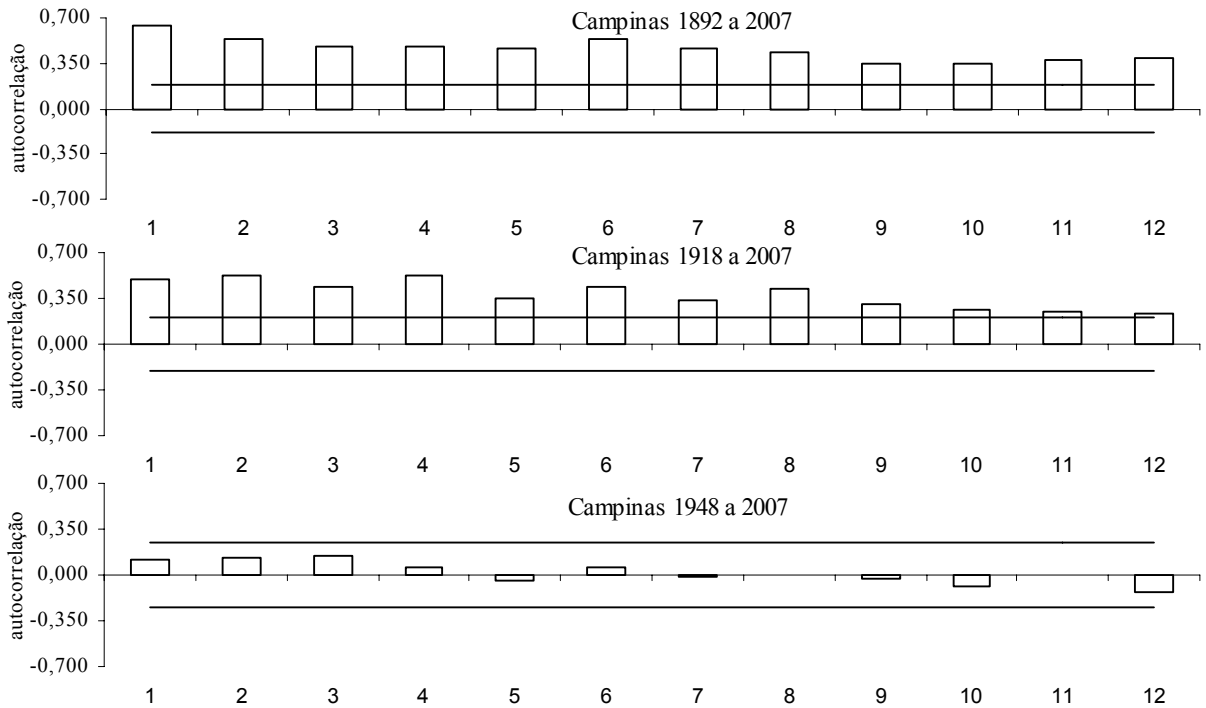


Figura 33 - Função auto-correlação para a localidade de Campinas, do Estado de São Paulo, considerando-se os períodos de 1892 a 2007; 1918 a 2007 e 1948 a 2007

Analisando a função auto-correlação, Figura 33, para Campinas no período de 1892 a 2007, verifica-se que a série de Tmax anual não pode ser considerada livre de persistência. Entretanto salienta-se novamente que essa persistência positiva pode também indicar uma série contendo tendências em seus dados. A função auto-correlação para Campinas, quando aplicada ao período de 1918 a 2007, apresenta características, tanto qualitativas quanto quantitativas, semelhantes à de 1892 a 2007, com coeficientes  $r_k$  positivos e superiores ao limite do ruído branco. A série de Campinas relativa aos últimos 60 anos, por sua vez, apresenta propriedades bastante próximas a uma série aleatória, ou seja, os coeficientes  $r_k$  da função auto-correlação permanecem sempre dentro do limite de ruído branco. Nesse último caso, é possível verificar coeficientes  $r_k$  com sinais opostos em lags adjacentes. Considerando as análises nos três períodos da Figura 33, pode-se sugerir a hipótese de que a série de Tmax anual de Campinas apresenta alguma forma de “não aleatoriedade”, possível tendência, na sucessão de seus valores, a qual, por sua vez, parece não ter se manifestado após 1948. Essa observação é corroborada pelo teste Z que apresentou valor significativo (-3,45) para o período de 1892 a 2007; para os anos de 1948 a 2007, descrito na Figura 33, o teste Z permaneceu dentro do intervalo não significativo [-1,96;1,96].

Essa hipótese, todavia, não está de acordo com observações como as do IPCC (2007) que apontam elevação na temperatura global ocorrida, especialmente, a partir da segunda metade do século XX. Essa questão e a consistência dessa série foram abordadas nas próximas análises descritas neste item.

Na Figura 34 são ilustradas a função auto-correlação para as demais localidades considerando-se todo o período disponível em cada série.

De forma geral, a análise das funções auto-correlação relativas às localidades ilustradas na Figura 34 indica fraca auto-correlação temporal, pois a grande maioria dos coeficientes  $r_k$ , situa-se dentro dos limites do ruído branco. Entretanto, observa-se, ainda que de forma pouco marcante, indícios de persistência temporal positiva nas séries de Cordeirópolis e Ubatuba. Considerando que demais localidades apresentam função auto-correlação característica de séries aleatórias, torna-se razoável inferir que esses indícios de persistência positiva, nessas duas localidades, estejam relacionados à tendências presentes nos valores de Tmax das respectivas séries anuais. Nesse aspecto, é interessante ressaltar que segundo Vincent et al. (2005), apesar de algumas localidades da América do Sul apresentarem tendências de elevação em seus valores diários de temperatura máxima do ar (1960 a 2000), não foi possível estabelecer uma “coerência espacial” na variabilidade temporal dessa variável meteorológica entre todos os postos analisados por esses autores. As funções auto-correlação ilustradas nas Figuras 33 e 34 também não apresentam coeficientes  $r_k$  espacialmente coerentes.

Observa-se na Tabela 23, que todas as séries de Tmax podem ser consideradas oriundas de uma população com distribuição normal. Essa mesma característica pode ser observada em todos os sub-períodos utilizados em todas as localidades do estudo. O ajuste à distribuição normal permite a aplicação dos testes t e F.

Na Figura 35 são ilustradas as séries históricas de Tmax utilizadas. Ao contrário do observado para as séries de temperatura mínima do ar no item 4.3, não há, na Figura 35, claras indicações de tendências climáticas nas séries de Tmax, tendo em vista a inexistência de picos máximos ou mínimos no ponto final das séries temporais.

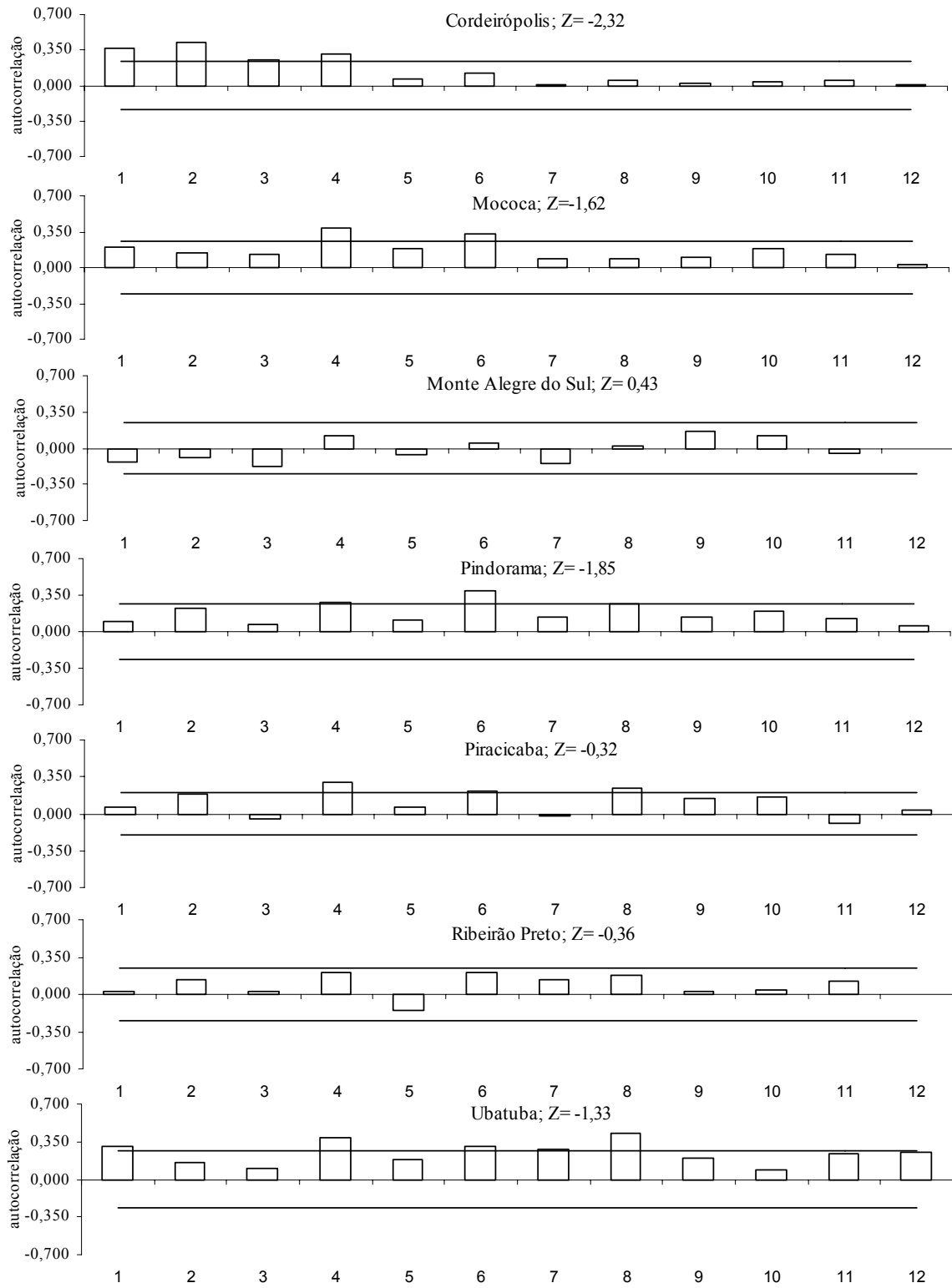


Figura 34 - Função auto-correlação para séries anuais de temperatura máxima do ar do Estado de São Paulo. O teste run (z) também é apresentado

Tabela 23 - Valores do teste Komogorov-Smirnov (KS) aplicados à análise de aderência das séries de temperatura máxima média anual (Tmax) à distribuição normal em oito localidades do Estado de São Paulo

Local	Teste KS Tmax	Valor crítico		
		5%	10%	20%
Campinas	0,095	0,126	0,112	0,099
Cordeirópolis	0,045	0,166	0,148	0,130
Mococa	0,019	0,177	0,158	0,138
Mte Alegre do Sul	0,086	0,173	0,154	0,135
Pindorama	0,059	0,181	0,162	0,142
Piracicaba	0,099	0,144	0,129	0,113
Ribeirão Preto	0,108	0,170	0,151	0,133
Ubatuba	0,086	0,188	0,168	0,147

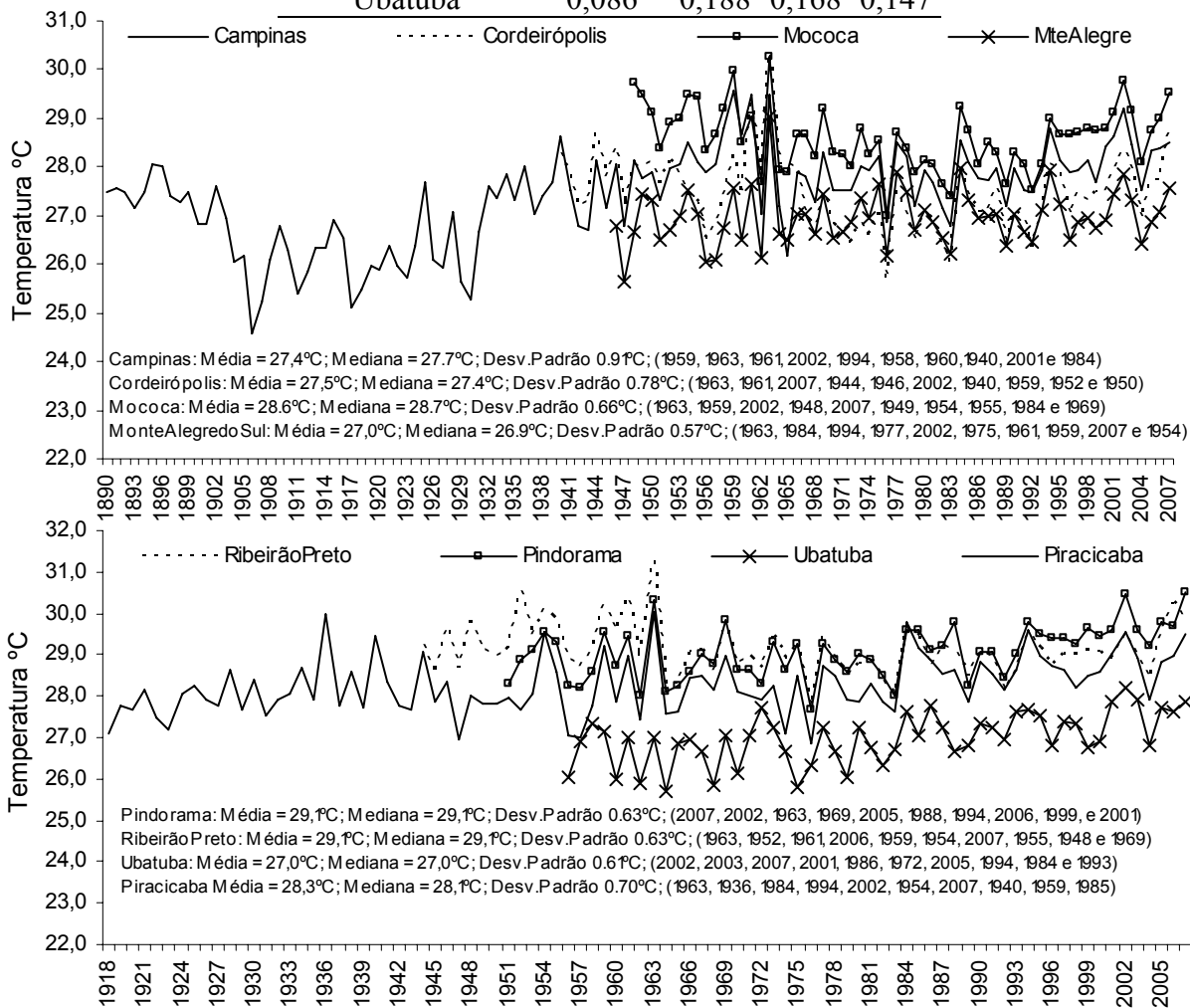


Figura 35 - Temperatura máxima média anual de séries do Estado de São Paulo. Entre parênteses o ano de ocorrência dos 10 maiores valores de cada série



São ilustradas na Tabela 24 e na Figura 36 a aplicação dos testes t e F e os dados de Tmax, organizados em rol, relativos aos períodos de 1918/1947; 1948/1977 e 1978/2007 para as localidades de Campinas e Piracicaba.

Tabela 24 - Aplicação dos testes t e F para a série de temperatura máxima média anual das localidades de Campinas e Piracicaba do Estado de São Paulo nos períodos de 1918 a 1947; 1948 a 1977 e 1978 a 2007

Campinas-SP						
1918 a 1947 (P1); 1948 a 1977(P2) e 1978 a 2007(P3)						
	P2	P1	P3	P2	P3	P1
Média	28,0	27,0	28,0	28,0	28,0	27,0
Variância	0,61	0,94	0,27	0,61	0,27	0,94
F	1,434		1,981*		2,853*	
t	4,277*		0,299		5,061*	
Piracicaba-SP						
	P2	P1	P3	P2	P3	P1
Média	28,1	28,0	28,6	28,1	28,6	28,0
Variância	0,55	0,42	0,31	0,55	0,31	0,42
F	1,29		1,74		1,35	
t	0,36		3,00*		3,67*	

\*Significativo à 5%

Analisando a Tabela 24 para a localidade de Campinas, verifica-se que há diferença estatística (5% de significância) entre a média aritmética dos valores de Tmax relativos aos sub-períodos de 1918/1947 e 1948/1977; 1918/1947 e 1978/2007. Não houve diferença estatística entre os sub-períodos de 1948/1977 e 1978/ 2007. Em outro aspecto, nota-se que a variância da amostra 1978/2007 foi menor (diferença com nível 5% de significância) do que as observadas nas amostras de 1918/1947 e 1948/1977.

Nesse sentido, observando a Figura 36, nota-se que na amostra de 1948/1977 encontram-se os maiores valores de Tmax. Essa característica, aliada ao valor constante da média das amostras 1948/1977 e 1978/2007 e as observações realizadas com base na Figura 36, dão suporte à afirmação de que não há marcantes tendências climáticas na série de temperatura máxima anual do município de Campinas-SP. Na localidade de Piracicaba, todos os sub-períodos analisados apresentaram homocedasticidade das variâncias amostrais, contudo, de acordo com o teste t houve aumento médio significativo dos dados anuais de Tmax relativos aos últimos 30 anos dessa série.

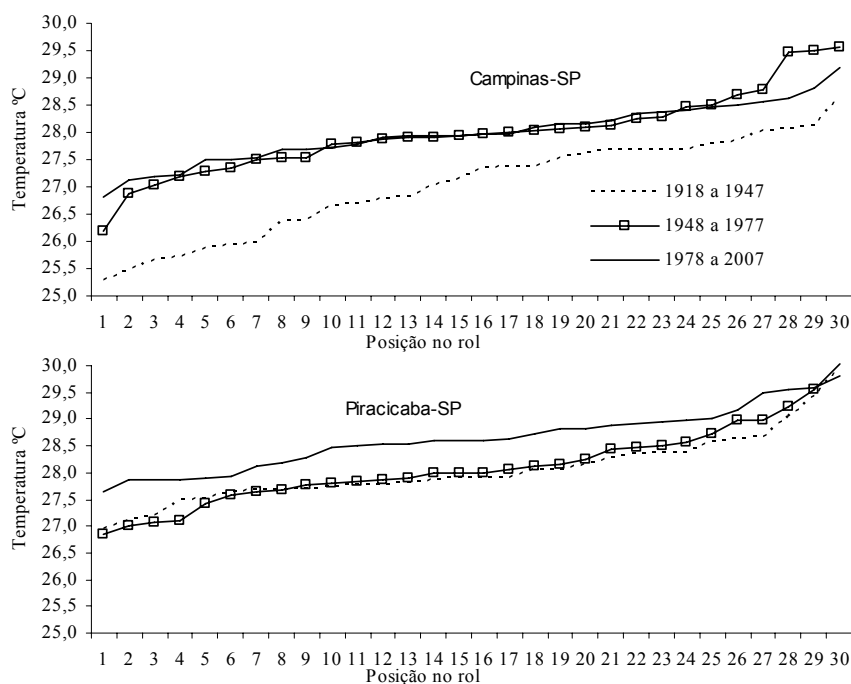


Figura 36 - Valores da temperatura máxima média anual, organizados em rol, relativos aos períodos de 1918/1947, 1948/1977 e 1978 a 2007 observados nas localidades de Campinas e Piracicaba do Estado de São Paulo

Na Figura 37 a aplicação dos testes t e F é ilustrada para as demais séries do estudo. Observa-se que a elevação nos dados de Tmax, resultou em médias aritméticas estatisticamente diferentes, nas localidades de Ubatuba e Pindorama. Nas localidades de Mococa e Monte Alegre do Sul, o teste t e o rol dos dados indicam que as magnitudes médias dos dados de Tmax observados nas duas amostras foram semelhantes. Nas localidades de Cordeirópolis e Ribeirão Preto observa-se queda nos valores dessa variável quando são comparados os períodos mais antigos aos mais recentes. Em termos de variância, nas localidades de Monte Alegre do Sul e Ubatuba observou-se diferença significativa entre as amostras. Para a região de Monte Alegre do Sul, onde houve redução na variância relativa aos anos de 1977 a 2007, essa diferença foi especialmente causada pela diferença nos extremos inferiores e superiores dos rol das amostras. Nessa localidade, os cinco menores valores de Tmax, observados entre 1946 e 2007 ocorreram no sub-período de 1946 a 1976 e o maior valor dessa amostra, 29°C, ocorrido em 1963, é 1°C superior ao maior valor registrado no sub-período de 1977 a 2007, ocorrido em 1984. A série relativa à localidade de Ubatuba foi a única a apresentar aumento no grau de dispersão de seus valores relativos aos anos mais recentes.

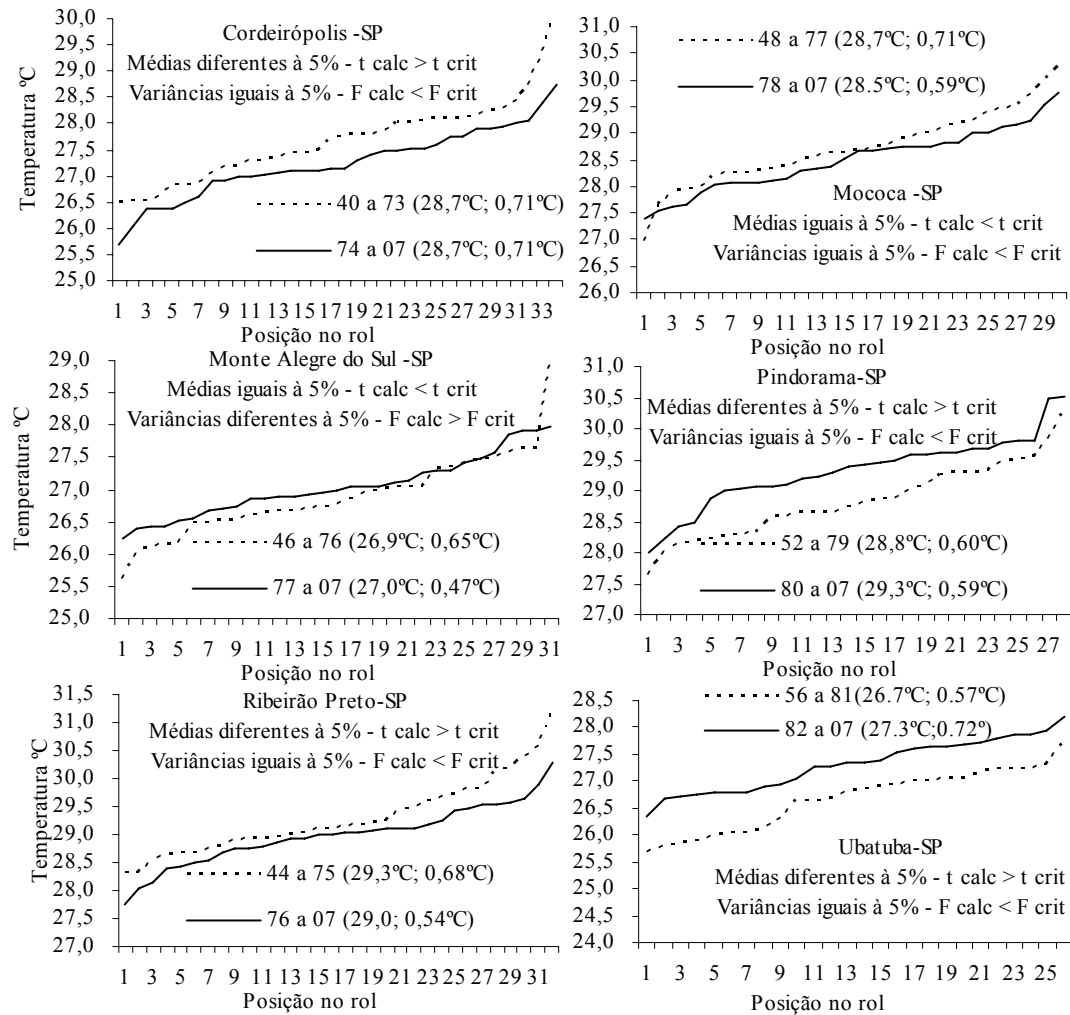


Figura 37 - Aplicação dos testes t e F para a série de temperatura máxima média anual das localidades de Cordeirópolis, Mococa, Monte Alegre do Sul, Pindorama, Ribeirão Preto e Ubatuba do Estado de São Paulo. Cada sub-período foi organizado em rol

Observando a Figura 37, torna-se também interessante ressaltar a limitação associada ao tratamento do clima como sendo o valor médio das condições de tempo observadas em uma região e período (definição ainda utilizada em alguns métodos agrometeorológicos). Na localidade de Monte Alegre do Sul, as características opostas observadas nas posições extremas do rol relativo ao sub-período de 1946 a 1976 produziram uma “compensação” no valor final da média aritmética da amostra considerada. Dessa forma, obteve-se um teste t não significativo entre os dois períodos analisados, apesar de ter ocorrido, de acordo com o teste F, diferenças significativas nas variâncias relativas aos dois sub-períodos em que essa série foi sub-dividida. Com isso, torna-se evidente a necessidade de avaliar possíveis mudanças climáticas por meio de

testes que considerem todos os valores presentes em cada amostra. Na Figura 38 é ilustrada a aplicação do  $\Lambda^*$  às séries de Campinas e Piracicaba.

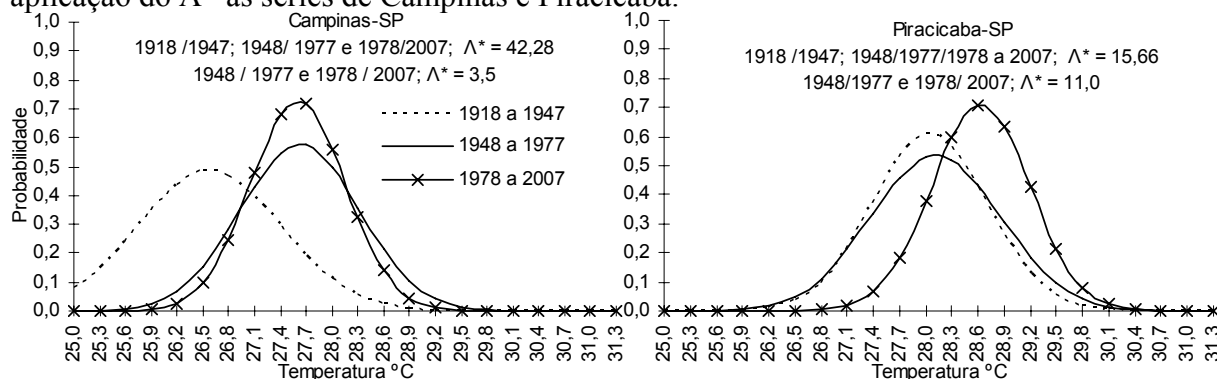


Figura 38 - Teste da razão da verossimilhança aplicado às séries de temperatura máxima média anual das localidades de Campinas e Piracicaba do Estado de São Paulo

Na Figura 38, verifica-se que a aplicação do  $\Lambda^*$  nos três sub-períodos da série de Campinas, indica acentuada alteração na probabilidade de ocorrência associada a cada valor de cada amostra. Considerando-se a aplicação deste teste apenas nas amostras de 1948 a 1977 e de 1978 a 2007, bem como a representação gráfica de cada distribuição, pode-se afirmar, assim como indicado pelo teste t, que tal alteração ocorreu após o sub-período de 1918 a 1947. Comparando-se as formas das funções densidade de probabilidade, relativas às amostras de 1948 a 1977 e 1978 a 2007, fica evidente a queda na variância entre essas duas amostras (também indicada pelo teste F). O sub-período mais recente apresenta maior densidade de probabilidade de ocorrência dos valores  $X_t$  próximos à média aritmética da distribuição e, conseqüentemente, menor probabilidade de ocorrência dos valores extremos em ambas as caudas da distribuição. Na localidade de Piracicaba, também nota-se acentuada alteração na probabilidade de ocorrência associada a cada valor  $X_t$  entre as três amostras, sendo que tal alteração é principalmente atribuída à amostra de 1978 a 2007. Assim como na localidade de Campinas, a FDP dos últimos 30 anos apresenta o menor grau de dispersão. Entretanto, nota-se que a FDP da amostra de 1978 a 2007 em Piracicaba, quando comparada às demais FDP dessa série, apresenta forte deslocamento à direita atribuindo, com isso, maior probabilidade de ocorrência a valores mais elevados de  $T_{max}$  anual.

Sob o ponto de vista de consistência dessas séries, é importante ressaltar que, em ambas há um forte deslocamento à direita das FDP. Na série de Campinas, essa mudança brusca ocorre, de forma bastante acentuada, após o sub-período de 1918 a 1947. Apesar de utilizada em diversos estudos, tais como Blain e Brunini (2005) e Blain e Brunini (2007), é oportuno verificar que esse

deslocamento não havia sido salientado em nenhum artigo científico. Com isso, independente das razões ou forçantes físicas causadoras dessa característica, sua ilustração torna-se relevante. Na região de Piracicaba, essa alteração ocorre mais tardiamente, após a amostra de 1948 a 1977, e com menor intensidade. Considerando que o crescimento demográfico da localidade de Campinas ocorreu de forma mais precoce e intensa que na região de Piracicaba, a hipótese de que essa alteração seja fortemente relacionada a fatores de escala local, tais como urbanização, torna-se razoável. Contudo, a estabilização das variações amostrais, relativa à localidade de Campinas nos últimos 60 anos parece ser contrária a essa última hipótese indicando a possibilidade de erros ou alterações na forma de leitura dos dados de Tmax anteriores à 1948. O  $\Lambda^*$  é ilustrado para as demais localidades na Figura 39.

Na Figura 39, observa-se que nas séries de Pindorama e Ubatuba, as amostras relativas aos anos mais recentes, apresentam FDP com deslocamento à direita altamente significativo. A aplicação do teste  $\Lambda^*$  nas localidades de Cordeirópolis e Ribeirão Preto indicou, com significância igual ou superior a 95%, deslocamento à esquerda das FDP relativas aos anos mais recentes de cada série (1974/2007 e 1977/2007, respectivamente) e elevação da probabilidade de ocorrência de valores de Tmax próximos às médias aritméticas desses dois sub-períodos. Na região de Monte Alegre do Sul, comparando o sub-período de 1977/2007 ao de 1946/1976, observa-se aumento na frequência de ocorrência de valores de Tmax próximos à média aritmética da distribuição, bem como um deslocamento à direita da cauda esquerda (extremo inferior) da FDP. Entretanto, de acordo com o teste  $\Lambda^*$ , a significância dessa alteração é inferior a 90%. A localidade de Mococa apresentou deslocamento à esquerda da FDP relativa aos anos mais recentes de sua série. Contudo, essa alteração apresentou um nível de significância inferior a 75%.

Assim como apontado por Vincent et al. (2005), comparando-se os resultados do teste  $\Lambda^*$  nas oito localidades, não é possível verificar uma consistente tendência de elevação temporal nas séries de Tmax analisadas. Nesse sentido, as localidades de Piracicaba, Pindorama e Ubatuba apresentaram elevação ou deslocamento à direita nas FDP associadas aos valores de Tmax relativos aos anos mais recentes. Características opostas foram observadas nas séries de Cordeirópolis e Ribeirão preto. Nas séries de Monte Alegre do Sul, Mococa e Campinas (considerando apenas os anos de 1948 a 2007), não houve alterações significativas.

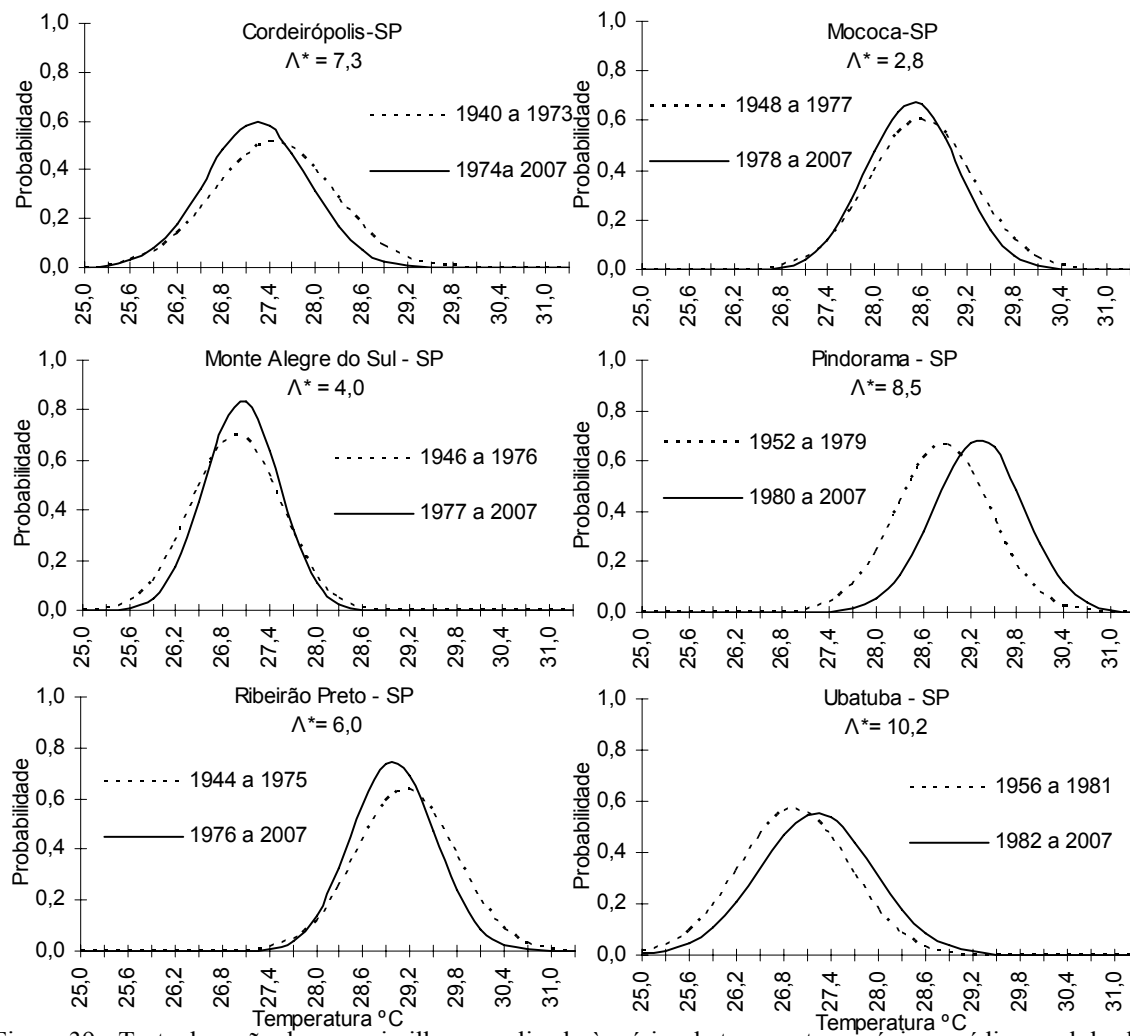


Figura 39 - Teste da razão da verossimilhança aplicado às séries de temperatura máxima média anual das localidades de Cordeirópolis, Mococa, Monte Alegre do Sul, Pindorama, Ribeirão Preto e Ubatuba do Estado de São Paulo

Na Tabela 25 são ilustrados os resultados dos métodos não paramétricos.

Tabela 25 - Testes de Mann-Kendall e Pettitt aplicados em oito localidades do Estado de São Paulo. O teste de Pettitt indica a data inicial de alteração climática

Localidade	Período	MK	Data aproximada Pettitt
Campinas		0,94	NS
Cordeirópolis		-0,55	NS
Mococa		-0,66	NS
Monte Alegre Sul	1948 a 2007	1,01	NS
Piracicaba		3,60*	1983
Ribeirão Preto		-1,19	1963
Pindorama	1951 a 2007	3,66*	1980
Ubatuba	1955 a 2007	4,20*	1983
Campinas	1917 a 2007	4,73*	1951
Piracicaba		4,40*	1983
Campinas	1890 a 2007	6,17*	1943

\* significativo à 5%; NS Não significativo

Mesmo quando utilizado o período comum de 1948 a 2007, para a condução dos métodos não paramétricos verifica-se, na Tabela 25, variabilidades temporais bastantes distintas nas séries de Tmax analisadas. Nesse período, apenas a série de Piracicaba apresentou valor significativo da estatística MK. Para os anos de 1917 a 2007, observa-se que tanto essa última localidade quanto a de Campinas apresentam teste MK significativo, indicando tendência de elevação nos dados de Tmax. Contudo, segundo o teste de Pettitt, a data inicial de elevação difere em aproximadamente 30 anos entre essas duas séries.

#### **4.5 Temperatura mínima do ar: média mensal**

As análises relativas à temperatura do ar, na escala anual, evidenciaram a importância da adoção de um período comum, entre as distintas localidades, para a condução/aplicação dos métodos estatísticos propostos. Nesse aspecto, o intervalo temporal de 1948 a 2007 torna-se bastante interessante para a análise de tendências e variações climáticas por conter duas amostras de 30 anos, capazes de satisfazer o número mínimo de anos necessário à caracterização climática de uma região. Dessa forma, à exceção das localidades de Ubatuba e Pindorama, as análises serão ilustradas considerando inicialmente o período comum de 1948 a 2007. Esse mesmo período comum foi também adotado para as séries mensais de Tmax. Tanto o KS quanto o  $\chi^2$ , indicam que a distribuição normal pode, até o nível de significância 10% ser utilizada na descrição analítica das séries de Tmin.

Na Tabela 26 são ilustrados os coeficientes ( $r_k$ ) da função auto-correlação aplicados às séries sob estudo. Os limites, em módulo, do ruído branco são 0,076 e 0,078 para as localidades de Pindorama e Ubatuba, respectivamente, e 0,073 para as demais.

Tabela 26 - Coeficientes ( $r_k$ ) da função auto-correlação aplicados em séries mensais de temperatura mínima do ar no Estado de São Paulo

coeficientes ( $r_k$ ) da função auto-correlação*							
Lag (Meses)	Campinas	Cordeirópolis	MteAlegre	Pindorama	Piracicaba	Rib Preto	Ubatuba
1	0,386	0,448	0,424	0,307	0,446	0,533	0,605
2	0,311	0,345	0,282	0,201	0,329	0,428	0,511
3	0,304	0,323	0,295	0,149	0,314	0,402	0,501
4	0,265	0,269	0,255	0,106	0,264	0,336	0,469
5	0,268	0,292	0,256	0,149	0,240	0,350	0,472
6	0,248	0,268	0,190	0,113	0,207	0,308	0,442
7	0,205	0,222	0,146	0,090	0,194	0,297	0,408
8	0,211	0,233	0,151	0,089	0,158	0,287	0,417
9	0,221	0,239	0,186	0,126	0,138	0,283	0,418
10	0,186	0,224	0,168	0,075	0,142	0,265	0,427
11	0,166	0,216	0,191	0,072	0,158	0,246	0,418
12	0,179	0,222	0,172	0,044	0,145	0,247	0,404
13	0,152	0,175	0,098	-0,003	0,114	0,186	0,375
14	0,146	0,154	0,078	-0,014	0,093	0,125	0,346
15	0,177	0,178	0,090	0,038	0,096	0,160	0,369
16	0,114	0,124	0,039	-0,063	0,061	0,099	0,315
17	0,160	0,146	0,068	-0,027	0,122	0,146	0,317
18	0,198	0,169	0,111	0,028	0,149	0,191	0,310
19	0,183	0,170	0,114	-0,021	0,161	0,166	0,320
20	0,186	0,201	0,105	-0,002	0,169	0,164	0,366
21	0,130	0,181	0,094	-0,015	0,145	0,148	0,345
22	0,151	0,193	0,097	0,025	0,168	0,163	0,352
23	0,201	0,232	0,115	0,070	0,191	0,193	0,372
24	0,189	0,219	0,117	-0,007	0,193	0,178	0,380

\* limite do ruído branco para as localidades de Pindorama e Ubatuba  $[-0,076;0,076]$  e  $[-0,078;0,078]$ , respectivamente. Para as demais localidade esse limite é  $[-0,073;0,073]$

Assim como observado para a escala anual, os coeficientes  $r_k$  de  $T_{min}$  não permitem a aceitação da hipótese de nulidade associada à aplicação da função auto-correlação, tendo em vista que a grande maioria dos valores de  $r_k$  permanece fora dos limites de ruído branco adotados. Os resultados da aplicação do teste  $Z$  também indicam, em todas as localidades, a presença de significativas correlações seriais. Contudo, mais uma vez, deve-se considerar que os indícios de tendências de elevação presentes nas séries temporais dessa variável meteorológica podem contribuir para a falsa rejeição de  $H_0$ .

A fim de verificar possíveis tendências e variações climáticas presentes nas séries mensais de  $T_{min}$ , são ilustrados, nas Figuras 40 a 46 os resultados dos métodos  $\Lambda^*$ ,  $F$ ,  $t$ , SMK e Pettitt empregados em cada agrupamento mensal. Os respectivos valores críticos são 4,61; 1,86; 2,01; [-



1,96 a +1,96] e 367,00, para as localidades de Campinas, Cordeirópolis, Monte Alegre do Sul, Piracicaba e Ribeirão Preto. Na localidade de Pindorama os valores críticos são 4,61; 1,90; 2,01; [-1,96 a +1,96] e 332,00. Na localidade de Ubatuba os valores críticos são 4,61; 1,96; 2,01; [-1,96 a +1,96] e 297,00. Ressalta-se que, devido a presença de sazonalidades, bem como a possibilidade de existência de real persistência temporal nos valores de T<sub>min</sub> mensal, optou-se pelo emprego do SMK ao invés do MK.

Campinas (Figura 40): Em todos os meses são observadas significativas elevações monótonas dos valores de T<sub>min</sub>, conforme indicado pelo SMK. Nesse aspecto, ressalta-se que apesar de serem verificados valores significativos de  $\Lambda^*$  e do teste t em praticamente todos os agrupamentos mensais, há, de acordo com o teste F, homocedasticidade das variâncias amostrais em 11 meses (exceção de janeiro). Nos meses de setembro o teste  $\Lambda^*$  não indicou diferenças significativas entre as amostras.

Cordeirópolis (Figura 41): Assim como observado para Campinas, apenas nos agrupamentos relativos ao mês de janeiro, não foi observada homocedasticidade das variâncias amostrais. Verifica-se, também, valores significativos do SMK em todos os períodos analisados, sendo que as menores magnitudes desse teste não paramétrico ocorreram entre maio e setembro. Nos meses de agosto e, especialmente, setembro, não há valores significativos de nenhum dos métodos paramétricos utilizados no estudo.

Monte Alegre do Sul e Pindorama (Figuras 42 e 43): Essas duas localidades apresentam as menores taxas de elevação dos valores de T<sub>min</sub> quando comparadas às demais séries utilizadas, considerando-se tanto os métodos paramétricos como os não paramétricos. Em Monte Alegre do Sul o SMK é significativo apenas nos meses de abril e dezembro. Em Pindorama esse teste é significativo em março, abril e dezembro. À exceção do agrupamento de maio em Monte Alegre do Sul e de dezembro em Pindorama há homocedasticidade da variância em todas as amostras analisadas. Assim como nas localidades de Campinas e Cordeirópolis, as menores taxas de elevação de T<sub>min</sub> estão contidas no período entre maio e setembro. Nas duas localidades chega-se a verificar deslocamentos não significativos à esquerda das FDPN associadas às amostras de agosto e, especialmente, setembro, relativas aos anos de 1978 a 2007.

Piracicaba (Figura 44): Assim como observado para Campinas e Cordeirópolis, apenas nos agrupamentos relativos ao mês de janeiro, não foi observada homocedasticidade das variâncias amostrais. Verifica-se, também, à exceção de junho, valores significativos do SMK em todos os meses analisados, sendo que as menores magnitudes desse teste não paramétrico ocorreram entre maio e setembro. Nos meses de fevereiro, junho, julho, agosto e setembro, não há valores significativos dos métodos paramétricos  $t$  e  $\Lambda^*$ .

Ribeirão Preto (Figura 45): Valores significativos do SMK em todos os meses. Não há homocedasticidade da variância em cinco agrupamentos mensais: janeiro, fevereiro, março, outubro e dezembro. Nos meses de setembro o teste  $\Lambda^*$  não indicou, mais uma vez, diferenças significativas entre as amostras.

Ubatuba (Figura 46): Nessa localidade são observadas as maiores taxas de elevação dos valores de  $T_{min}$  ocorrida entre todas as séries analisadas. Essa característica pode ser verificada por meio dos testes paramétricos e não paramétricos. É interessante ressaltar que os valores do  $\Lambda^*$  e do SMK são, de forma geral, superiores aos observados em regiões com graus de urbanização mais acentuados (Ribeirão Preto e, especialmente, Campinas). Verifica-se que apesar do marcante deslocamento à direita das distribuições associadas às amostras relativas aos anos mais recentes, apenas nos meses de abril e dezembro foram observados testes  $F$  significativos, à 5% de significância. Nesses meses, verifica-se queda nos valores das variâncias entre os dois subperíodos analisados. Ressalta-se que nos meses de setembro, são observados os menores valores de  $\Lambda^*$ . Segundo o teste de Pettitt, o ponto inicial das alterações citadas ocorreu, predominantemente na década de 1970, excluindo-se os meses de setembro (1987) e outubro (1985).

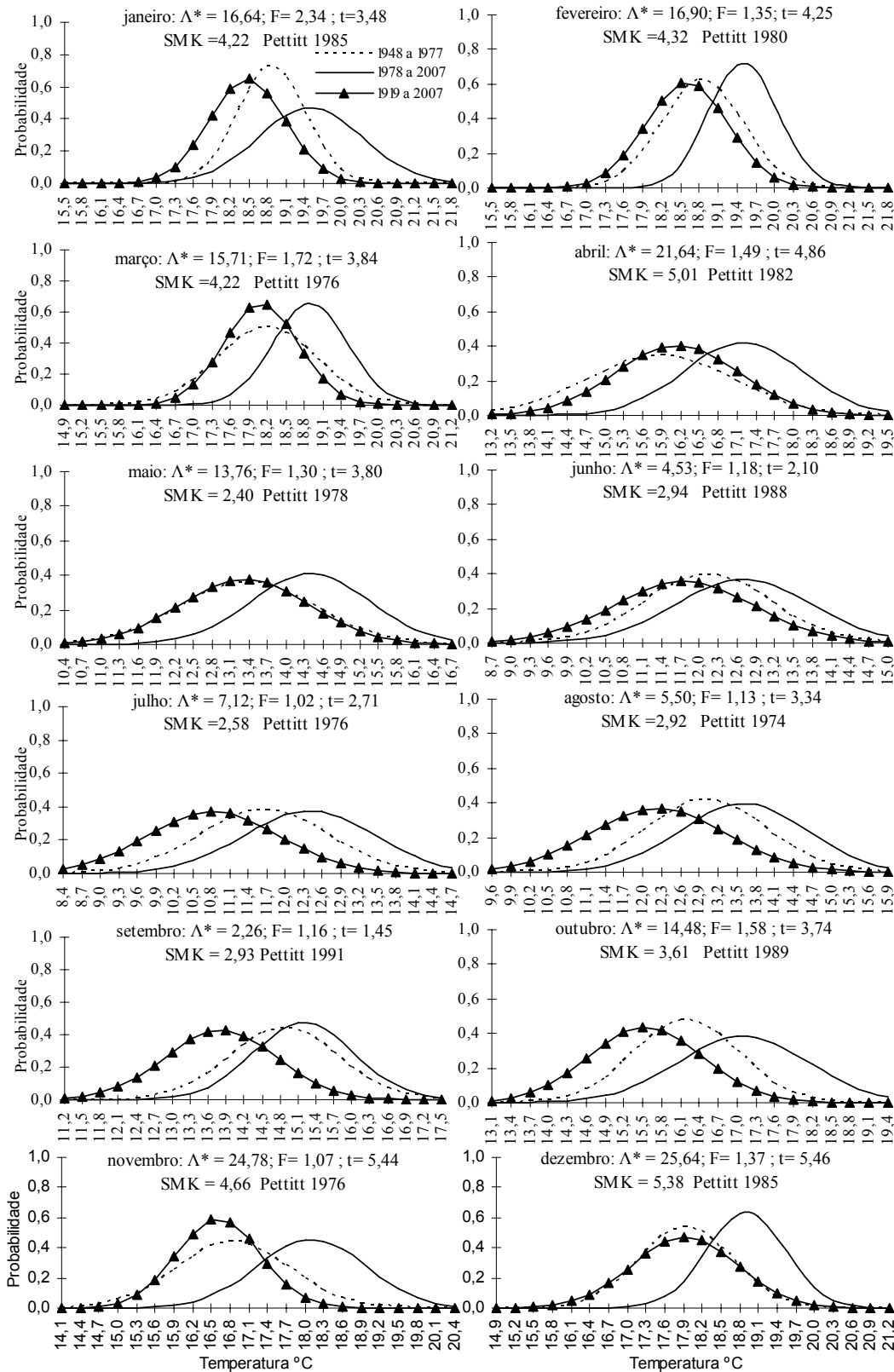


Figura 40 - Testes razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), F, t, Mann-Kendall Sazonal (SMK) e Pettitt para a localidade de Campinas do Estado de São Paulo considerando o período de 1948 a 2007

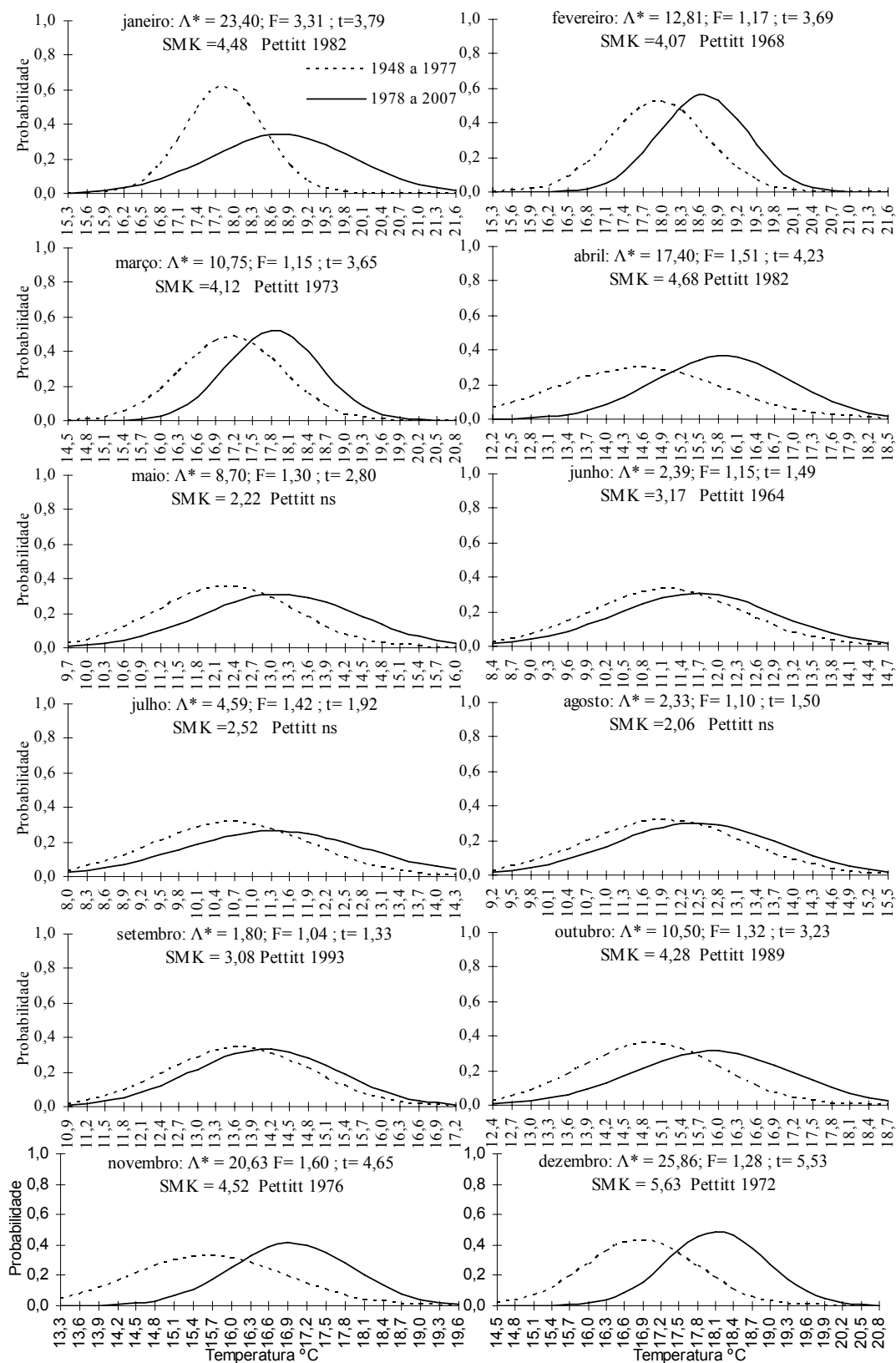


Figura 41 - Aplicação dos testes razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), F, t, Mann-Kendall Sazonal (SMK) e Pettitt para a localidade de Cordeirópolis do Estado de São Paulo

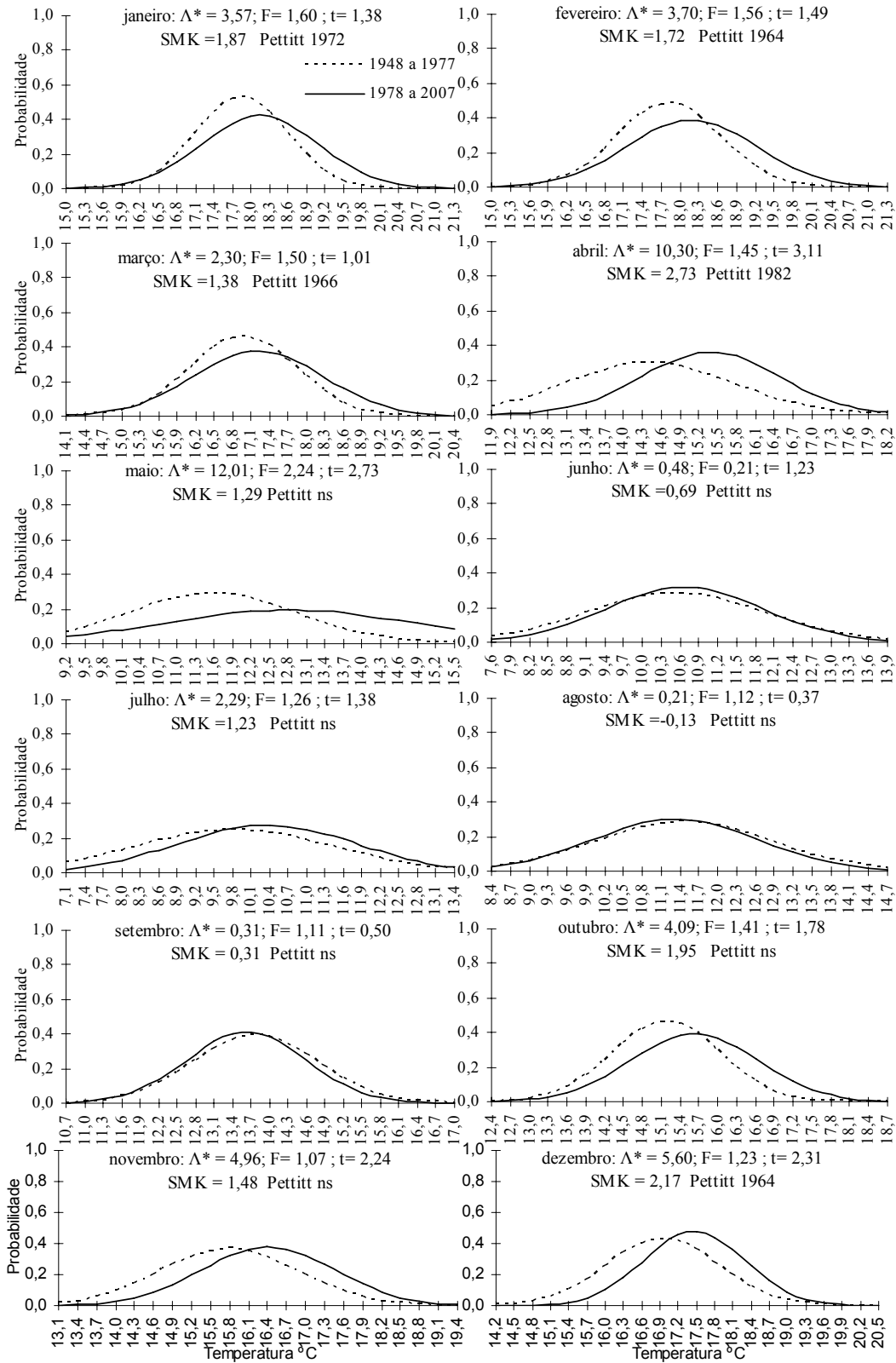


Figura 42 - Aplicação dos testes razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), F, t, Mann-Kendall Sazonal (SMK) e Pettitt para a localidade de Monte Alegre do Sul do Estado de São Paulo

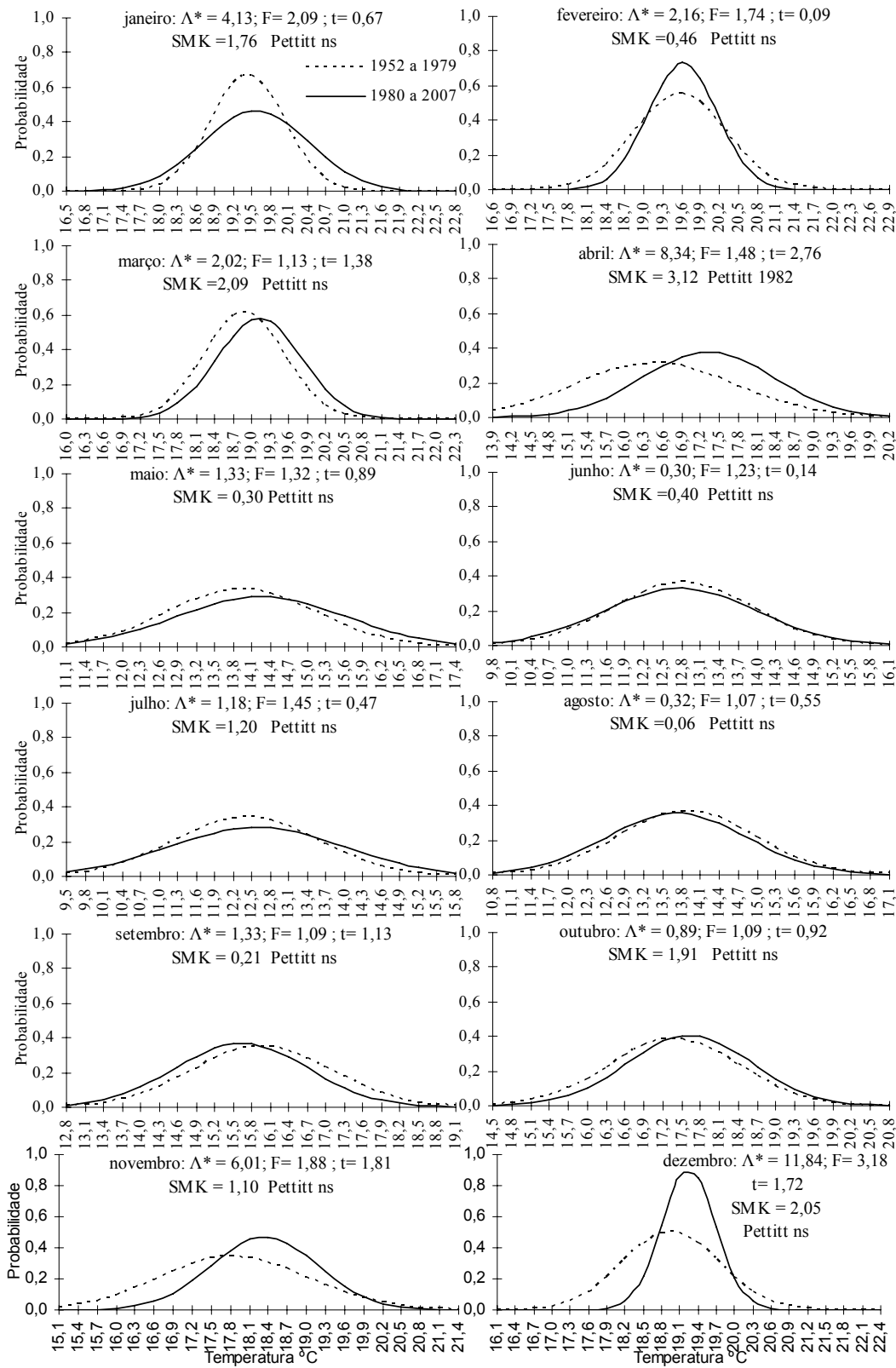


Figura 43 - Aplicação dos testes razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), F, t, Mann-Kendall Sazonal (SMK) e Pettitt para a localidade de Pindorama do Estado de São Paulo

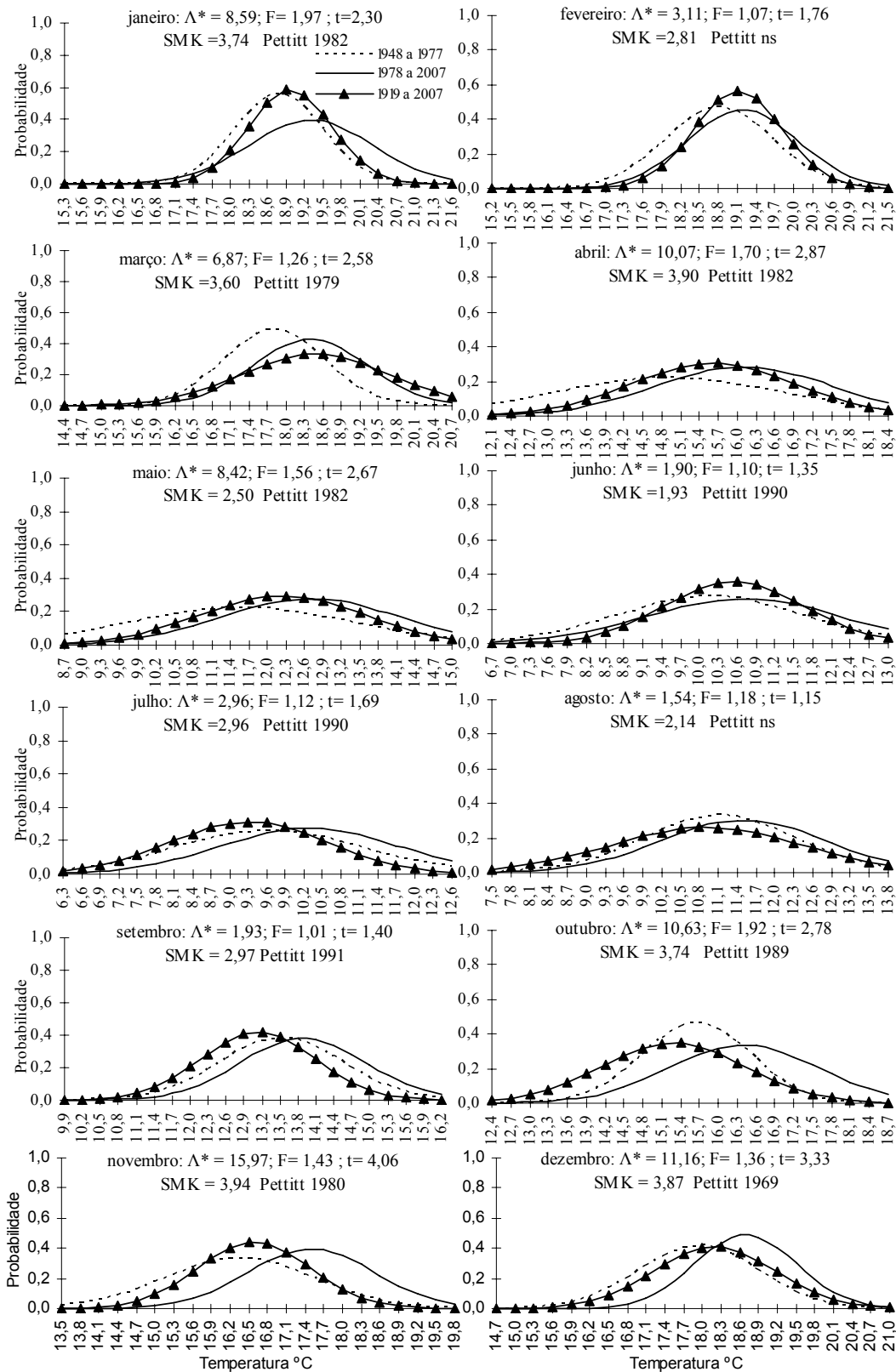


Figura 44 - Testes razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), F, t, Mann-Kendall Sazonal (SMK) e Pettitt para a localidade de Piracicaba, do Estado de São Paulo, considerando o período de 1948 a 2007

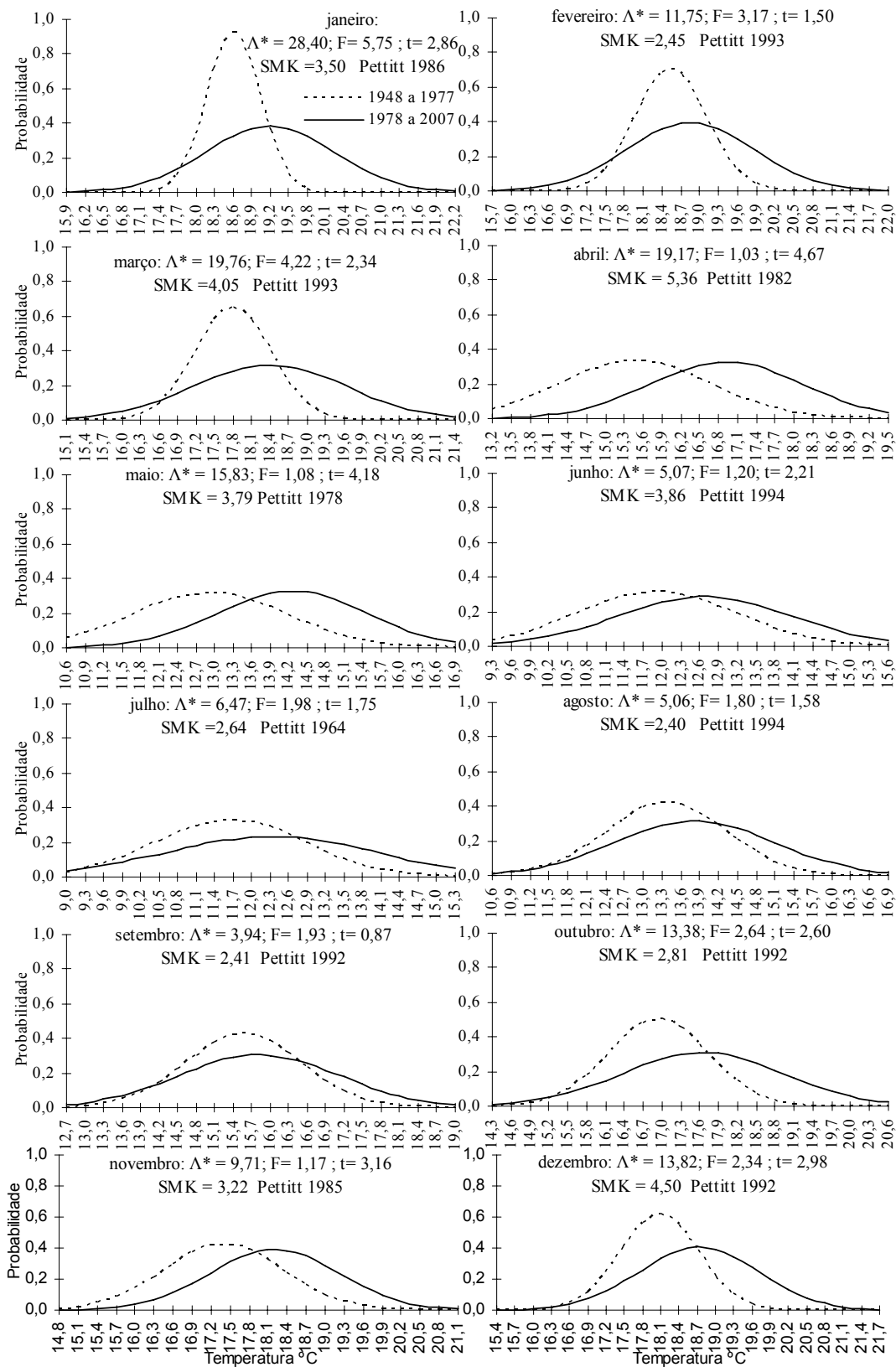


Figura 45 - Aplicação dos testes razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), F, t, Mann-Kendall Sazonal (SMK) e Pettitt para a localidade de Ribeirão Preto do Estado de São Paulo



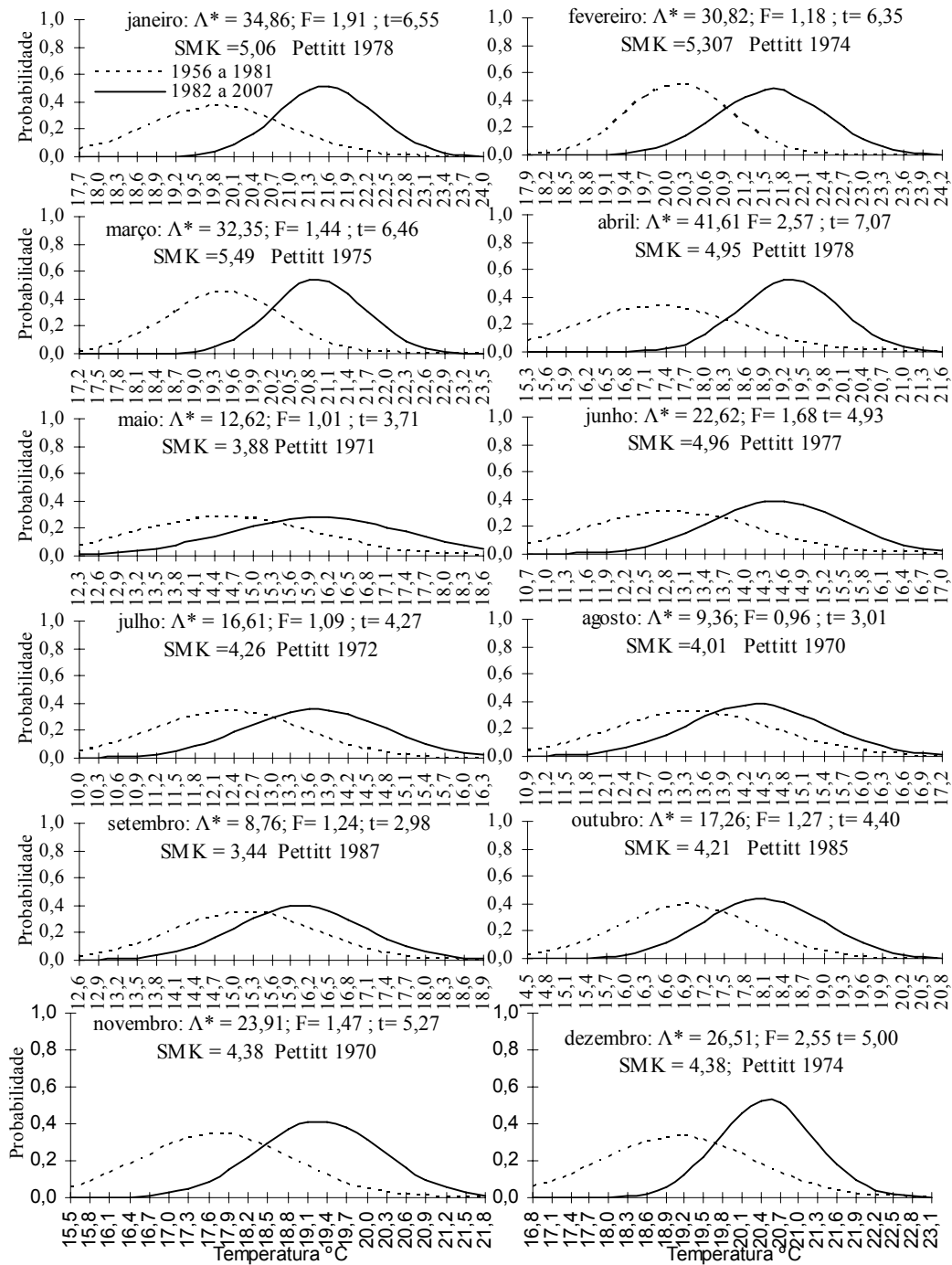


Figura 46 - Aplicação dos testes razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), F, t, Mann-Kendall Sazonal (SMK) e Pettitt para a localidade de Ubatuba do Estado de São Paulo

Considerando, especialmente, os resultados da localidade de Ubatuba, é interessante mais uma vez ressaltar as indicações de Vincent et al. (2005) que observaram tendências de elevação ligadas principalmente à temperatura noturna. Segundo esses autores, as estações em que foram detectadas alterações significativas concentram-se, especialmente, nas costas leste e oeste da América do Sul. Entretanto, ainda sob o ponto de vista espacial, as diferentes taxas de elevação dos valores de  $T_{min}$ , especialmente nas séries de Monte Alegre do Sul e Pindorama (alterações pouco significativas), parece não corroborar a hipótese de que forçantes radioativas de escala global sejam as únicas responsáveis pelas elevações dos dados relativos às localidades de Campinas, Cordeirópolis e Ribeirão Preto. Nesse sentido, devido à proximidade geográfica entre essas estações, essa incoerência espacial, constitui-se em uma indicação da presença de importantes forçantes locais nas taxas de elevação de  $T_{min}$  presentes nessas três séries. Essa hipótese deve ser investigada, por meio de estudos físicos/meteorológicos, tendo em vista a constante utilização dessas séries da Secretaria de Agricultura e Abastecimento e da Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” em políticas rurais.

Sob o ponto de vista temporal, verifica-se, de forma geral, que as menores taxas de elevação ocorreram entre os meses de maio e setembro, sendo que nesse último mês essa característica é marcante em todas as localidades. Para as localidades de Campinas, Cordeirópolis, Monte Alegre do Sul, Pindorama, Piracicaba e Ribeirão Preto, o teste de Pettitt não indicou marcantes concomitâncias nas datas iniciais das alterações verificadas, tanto quando são considerados os diferentes agrupamentos mensais dentro de uma mesma série, como quando são consideradas as distintas localidades para um mesmo mês. Contudo, é necessário observar que o único mês (abril) em que foram detectados valores significativos em todos os métodos empregados (excluindo-se o teste F) apresenta, para as séries de Campinas, Cordeirópolis, Monte Alegre do Sul, Pindorama, Piracicaba e Ribeirão Preto, data inicial de alteração em 1982. Essa característica, por sua vez, pode ser vista como um indício de que forçantes radioativas de escala global também estejam presentes nas taxas de elevação dos valores de  $T_{min}$  no Estado de São Paulo.

Nas Figuras 40 e 44, séries de Campinas e Piracicaba, também foram ilustradas as curvas paramétricas de probabilidade associadas aos dados de  $T_{min}$  relativos à amostra de 1918 a 1947. Dessa forma, são apresentados na Tabela 27 os testes  $\Lambda^*$ , SMK e Pettitt para as localidades de Piracicaba e Campinas, considerando os períodos comuns de 1918 a 2007, que para o teste  $\Lambda^*$ ,

foi sub-dividido em três amostras, e de 1918 a 1947, sub-dividido em duas amostras para o cálculo de  $\Lambda^*$ .

Tabela 27 - Testes da razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), Mann-Kendall Sazonal (SMK) e de Pettitt para duas localidades do Estado de São Paulo, considerando os períodos comuns de 1918 a 2007 e 1918 a 1977

Mês	Piracicaba			Campinas		
	$\Lambda^*$	SMK	Pettitt	SMK	Pettitt	$\Lambda^*$
(a) 1918 a 2007						
1	11,75*	2,68*	1982	6,23*	1982	36,28*
2	5,41	1,59	NS	6,00*	1968	30,56*
3	12,53*	1,26	NS	5,30*	1968	25,91*
4	13,25*	1,98*	1982	3,92*	1982	26,09*
5	10,65*	1,30	NS	3,51*	1968	19,14*
6	5,69	1,01	NS	3,88*	1964	11,84*
7	8,56*	3,30*	1981	5,12*	1965	28,67*
8	4,52	2,79*	1956	5,36*	1966	24,95*
9	8,73*	3,66*	1958	5,82*	1952	34,66*
10	19,42*	4,70*	1978	5,94*	1976	37,15*
11	21,61*	3,83*	1973	5,93*	1974	48,06*
12	11,47*	3,05*	1969	5,29*	1964	32,43*
(b) 1918 a 1977						
Mês	$\Lambda^*$	SMK	Pettitt	SMK	Pettitt	$\Lambda^*$
1	1,09	-0,57	NS	2,86*	Ns	6,82*
2	3,39	-0,22	NS	2,86*	1940	2,08
3	10,34*	-1,84	1944	1,81	NS	2,47
4	6,50	-1,80	1942	-0,85	NS	1,65
5	4,95	-1,23	NS	0,71	NS	0,07
6	3,48	-1,24	NS	1,57	NS	2,34
7	1,99	0,80	NS	2,63*	1947	8,76*
8	1,91	1,56	NS	3,30*	1948	8,84*
9	2,57	1,47	NS	3,79*	1948	18,20*
10	4,37	1,59	NS	2,30	NS	8,25*
11	3,23	0,40	NS	1,28	NS	3,99
12	1,10	0,08	NS	0,69	NS	0,54

\* Significativo à 5%

Entre os anos de 1918 a 1977, parte b da Tabela 2, a variabilidade temporal dos dados de T<sub>min</sub> das localidades de Campinas e Piracicaba é consideravelmente distinta. Na série de Campinas, verifica-se marcantes indícios de tendências monótonas de elevação nos meses de janeiro, fevereiro, julho, agosto, setembro e outubro. Nos meses de março, abril, maio, junho, novembro e dezembro, as amostras relativas aos anos de 1918 a 1947 e 1948 a 1977, que perfazem o período de 1918 a 1977, não apresentam significativas diferenças estatísticas.

Para a localidade de Piracicaba não há, entre 1918 a 1977, nenhum indício de elevação nos valores dessa variável meteorológica. Nesse aspecto, nos meses de janeiro a junho, em especial de março à maio, o sub-período de 1948 a 1977, apresenta curvas de probabilidades com deslocamento à esquerda, em relação aos anos de 1918 a 1947. Nesse ponto, é interessante mais uma vez ressaltar que Mantua et al. (1997), define os períodos de 1925 a 1946 e 1947 a 1976 como fases quentes e frias, respectivamente, da denominada Oscilação Decadal do Pacífico<sup>7</sup>.

Considerando as três amostras contidas entre 1918 e 2007, parte a da Tabela 27, verifica-se na localidade de Campinas, indicações de tendências e variabilidades climáticas altamente significativas em todos os agrupamentos mensais. A série de Piracicaba apresenta característica semelhante à de Campinas, embora com grau de significância consideravelmente inferior.

Nas Figuras 47 a 53 são ilustradas a aplicação da análise de ondaletas para as séries mensais de T<sub>min</sub>.

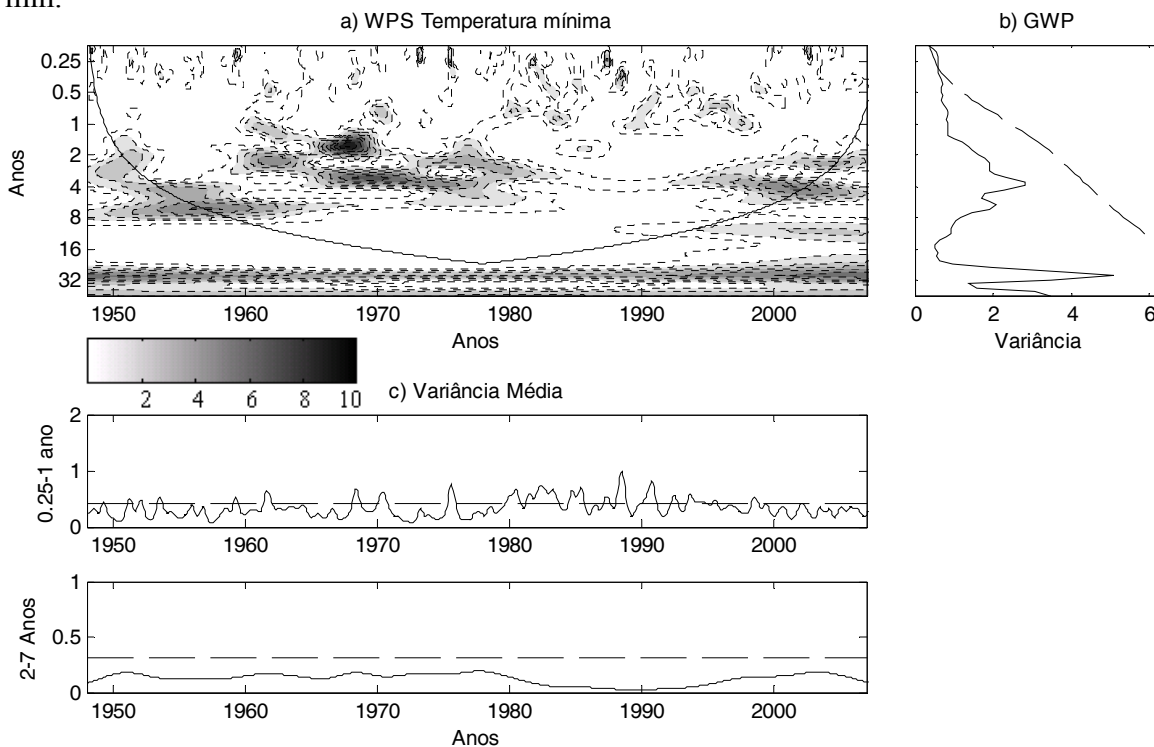


Figura 47 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a temperatura mínima do ar residual mensal de Campinas - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas

<sup>7</sup> Seria bastante interessante investigar a influência da ODP nas demais séries de temperatura do ar do presente estudo. Contudo a limitação do número de dados, relativos às demais localidades (excluindo-se a de Campinas) aliada às prováveis influências do clima urbano nos anos mais recentes, dificulta ou até impossibilita tal análise.

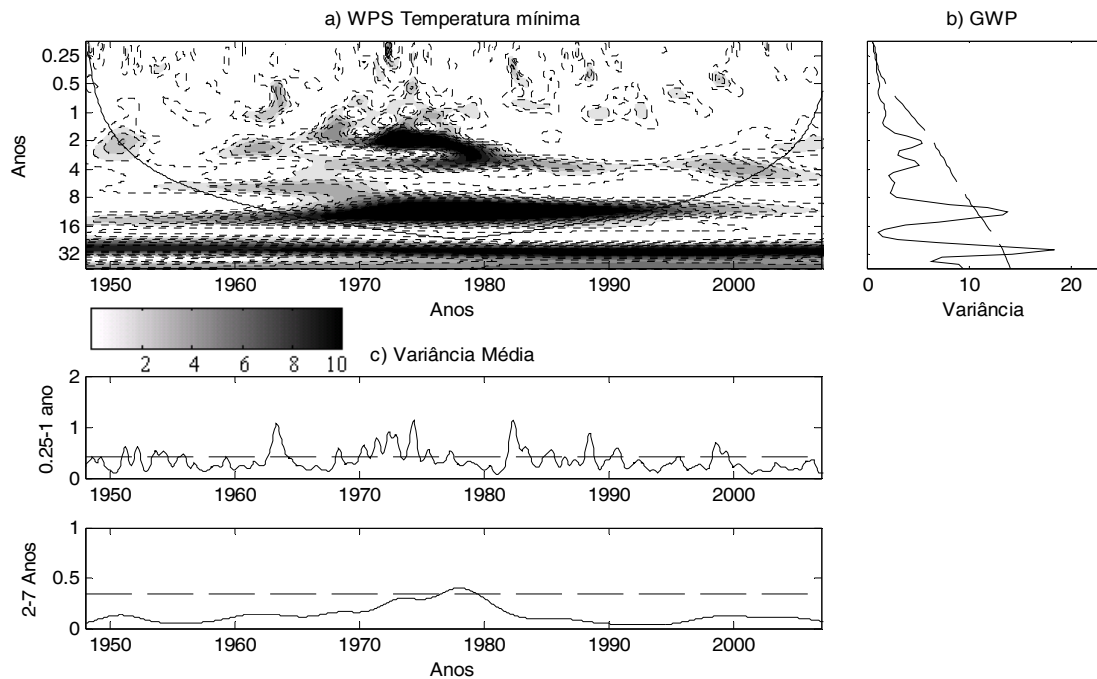


Figura 48 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a temperatura mínima do ar residual mensal de Cordeirópolis - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas

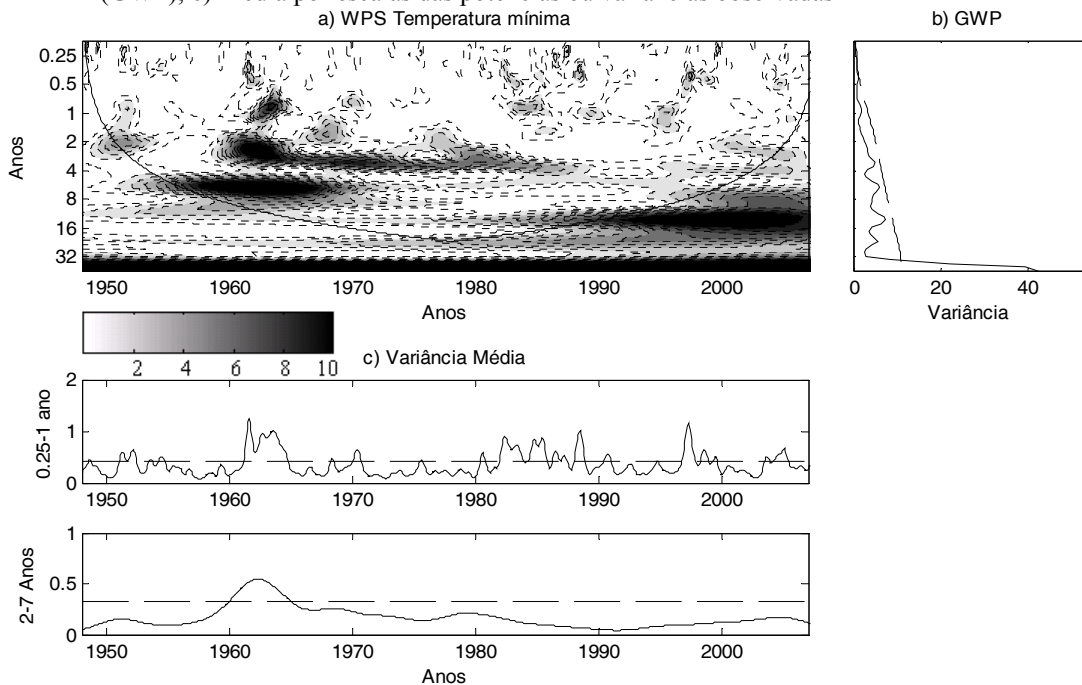


Figura 49 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a temperatura mínima do ar residual mensal de Monte Alegre do Sul - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas

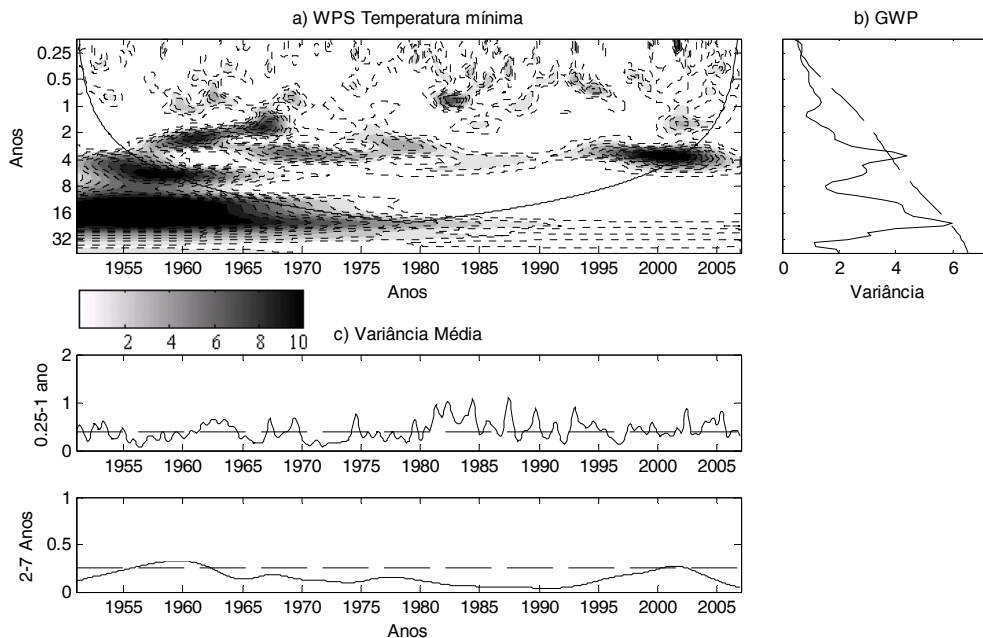


Figura 50 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a temperatura mínima do ar residual mensal de Pindorama - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas

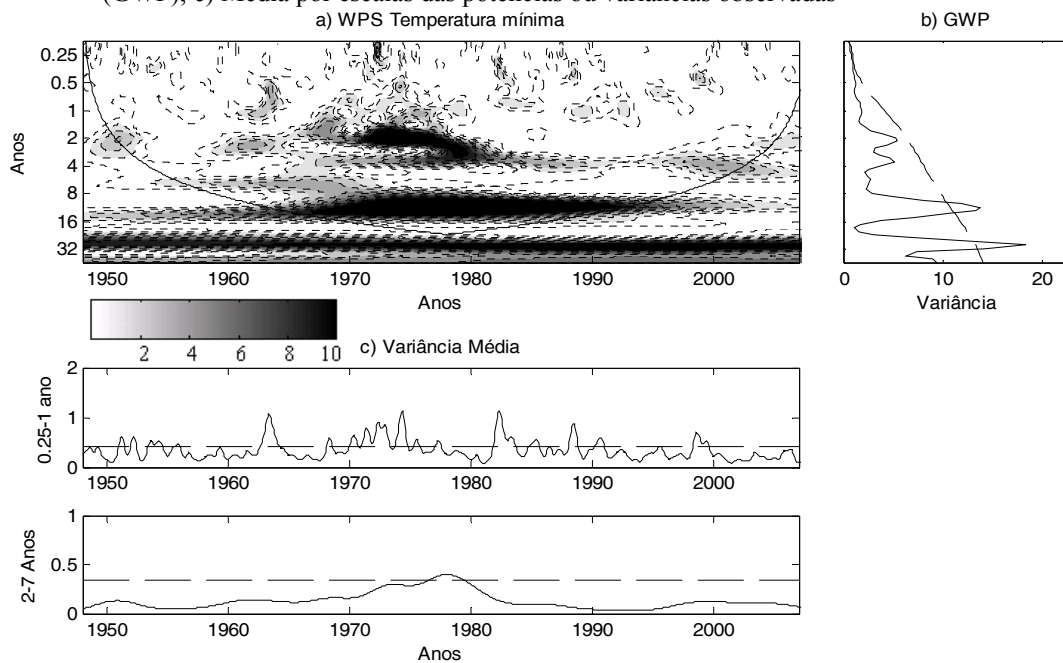


Figura 51 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a temperatura mínima do ar residual mensal de Piracicaba - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas

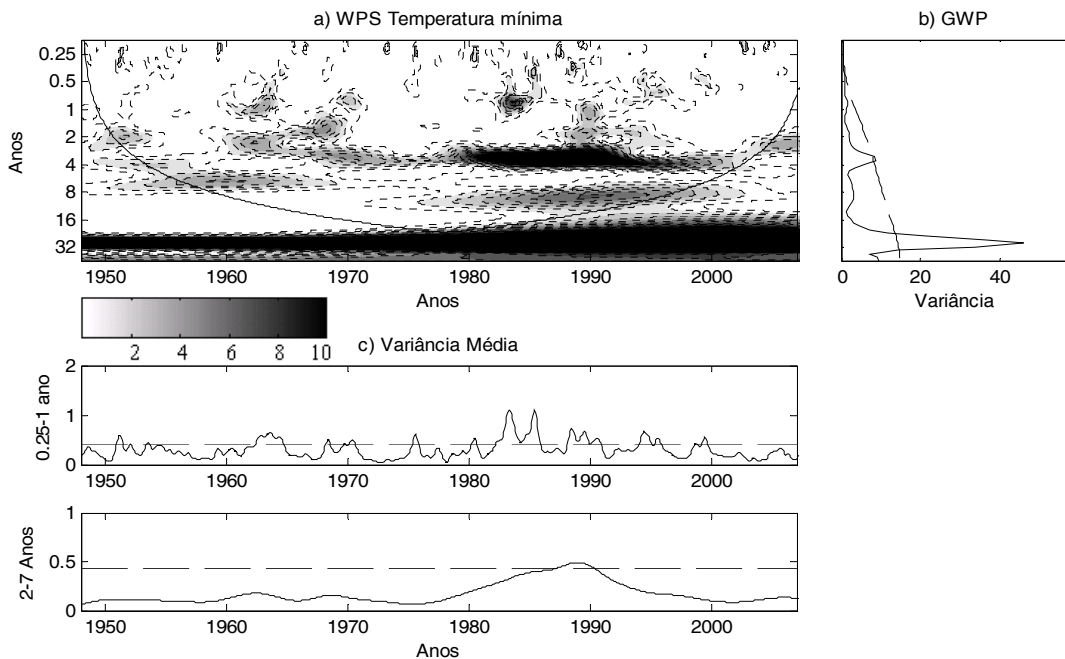


Figura 52 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a temperatura mínima do ar residual mensal de Ribeirão Preto - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas

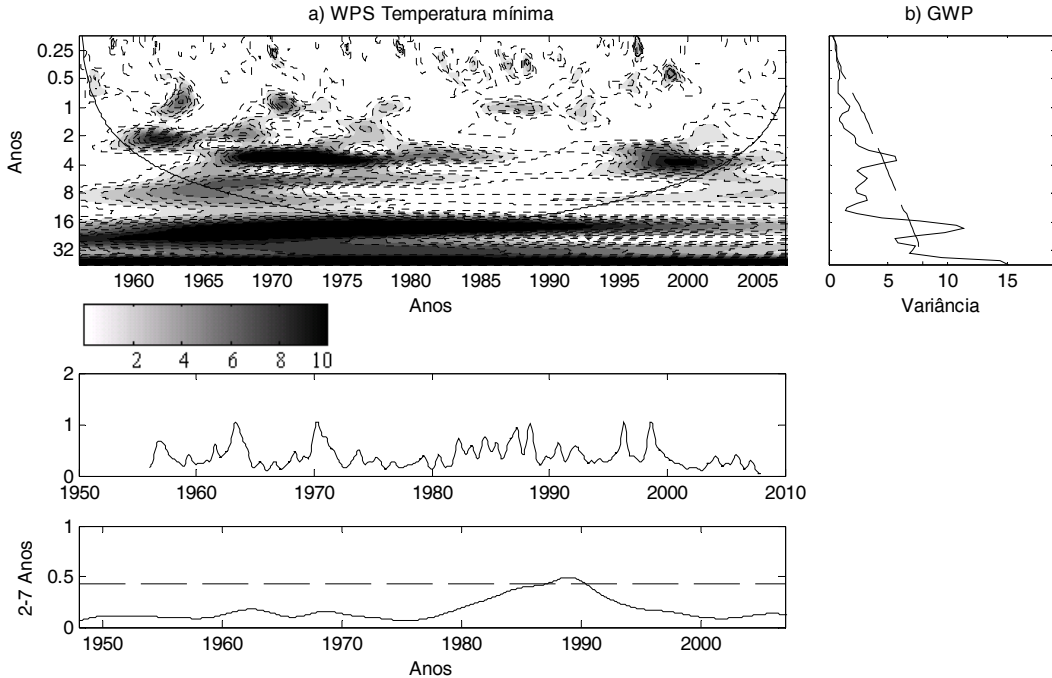


Figura 53 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a temperatura mínima do ar residual mensal de Ubatuba - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas

Na localidade de Campinas não há, de forma geral, indicações de potências significativas na WPS da Figura 47. Na localidade de Cordeirópolis (Figura 48), há dois picos de variância com escala temporal variando entre 2 e 4 anos, temporalmente localizado na década de 1970, e entre 8 e 14 anos, em toda a área COI (curva em forma de U que representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda, que diminui a confiabilidade da análise, é importante). Na localidade de Monte Alegre do Sul (Figura 49), são observados dois picos significativos com frequência aproximada de 2 e 6 anos, temporalmente localizados entre 1960 e 1975; e 1955 e 1968, respectivamente. Nas séries de Pindorama e Ribeirão Preto (Figuras 50 e 52), são observados picos significativos de potência, com escala temporal de análise próxima à 3 anos. O relativo à primeira localidade está fundamentalmente localizado a partir de 1995 e o relativo à segunda está contido entre os anos de 1980 a 1998. Na localidade de Piracicaba (Figura 51), a potência global da ondaleta indica, dentro da área do cone de influência, um pico significativo de variância com escala de 10 a 16 anos. O sinal de T<sub>min</sub> relativo à série de Ubatuba (Figura 53) apresenta a maior potência da WPS temporalmente situada entre 1968 e 1975, para período/frequência aproximada de três anos.

De forma geral, a análise de ondaleta não indica marcantes periodicidades nos dados de temperatura mensal do ar observados nos postos meteorológicos do Estado de São Paulo. Assim como para as séries de PRE, a análise espectral aplicada não permite estabelecer conclusiva relação entre o sinal temporal do fenômeno ENOS e os picos de variâncias presentes no sinal T<sub>min</sub> mensal.



#### 4.6 Temperatura máxima do ar: média mensal

Na Tabela 28 são ilustrados os coeficientes ( $r_k$ ) da função auto-correlação aplicados as séries sob estudo. Os limites, em módulo, do ruído branco são 0,076 e 0,078 para as localidades de Pindorama e Ubatuba, respectivamente, e 0,073 para as demais. Tanto o KS quanto o  $\chi^2$ , indicam que a distribuição normal pode, até o nível de significância 10% ser utilizada na descrição analítica das séries de Tmax.

Tabela 28 - Coeficientes ( $r_k$ ) da função auto-correlação aplicados em séries mensais de temperatura máxima do ar no Estado de São Paulo

Lag (Meses)	coeficientes ( $r_k$ ) da função auto-correlação							
	Campinas	Cordeirópolis	Mococa	Mte Alegre	Pindorama	Piracicaba	Rib Preto	Ubatuba
1	0,299	0,370	0,196	0,256	0,279	0,324	0,280	0,418
2	0,189	0,298	0,147	0,173	0,195	0,201	0,196	0,317
3	0,134	0,220	0,134	0,080	0,117	0,136	0,130	0,198
4	0,100	0,199	0,387	0,061	0,110	0,104	0,116	0,163
5	0,062	0,146	0,187	0,012	0,067	0,065	0,062	0,148
6	0,078	0,166	0,323	0,019	0,090	0,082	0,097	0,070
7	0,041	0,143	0,086	-0,021	0,061	0,094	0,048	0,009
8	0,060	0,130	0,085	0,012	0,033	0,086	0,052	0,005
9	0,044	0,105	0,106	-0,009	0,048	0,060	0,036	0,017
10	0,022	0,096	0,191	-0,012	0,026	0,038	0,040	0,037
11	-0,001	0,067	0,131	-0,023	0,042	0,028	0,019	0,056
12	0,001	0,086	0,031	-0,008	-0,008	0,007	-0,003	0,058
13	-0,008	0,063	-0,181	-0,052	-0,013	-0,009	-0,032	0,072
14	0,005	0,072	0,047	-0,042	0,031	0,017	0,012	0,041
15	-0,041	0,068	0,017	-0,118	-0,008	-0,071	-0,060	0,014
16	-0,055	0,050	-0,123	-0,097	-0,004	-0,056	-0,033	-0,010
17	0,015	0,088	-0,164	-0,059	0,019	0,015	-0,005	-0,054
18	0,053	0,115	-0,076	0,005	0,057	0,046	0,021	-0,026
19	0,013	0,093	-0,240	-0,066	0,034	0,021	0,003	-0,034
20	0,036	0,109	-0,349	-0,028	0,058	0,027	0,020	-0,030
21	0,018	0,105	-0,020	-0,031	0,061	0,019	0,008	-0,019
22	0,016	0,098	-0,285	-0,021	0,042	-0,028	-0,013	-0,024
23	0,142	0,195	-0,312	0,084	0,128	0,091	0,110	0,001
24	0,121	0,153	-0,343	0,087	0,076	0,074	0,074	0,032

\* limite do ruído branco para as localidades de Pindora e Ubatuba [-0,076:0,076] e [-0,078:0,078], respectivamente. Para as demais localidade esse limite é [0,073:0,073]

Assim como observado para a escala anual, o grau de persistência temporal observado nas séries mensais de Tmax é consideravelmente inferior à verificada nas séries de Tmin, uma vez que os coeficientes  $r_k$  da Tabela 28 são, para os mesmos lags, inferiores aos da Tabela 26.

Conforme observado nas acf das demais variáveis meteorológicas analisadas, a localidade de Ubatuba foi a que apresentou os maiores coeficientes de auto-correlação. Assim como para a T<sub>min</sub> mensal, a H<sub>0</sub>, associada à aplicação da função auto-correlação nas séries de T<sub>max</sub>, não pode ser aceita, de acordo com os limites críticos estabelecidos. Essa última característica é corroborada pelo teste Z.

Os demais métodos estatísticos aplicados ( $\Lambda^*$ , F, t, SMK e Pettitt) são ilustrados nas Figuras 54 a 61 para cada localidade.

Mesmo em uma primeira análise das Figuras 54 a 61 é bastante evidente que os indícios de tendência ou variações climáticas presentes nas séries de T<sub>max</sub> são, de forma geral, consideravelmente inferiores aos observados nas séries mensais de T<sub>min</sub>. Na localidade de Ubatuba, foram observadas tendências significativas de elevação em sete meses. Nas localidades de Piracicaba, Pindorama e Monte Alegre do Sul o SMK superou o valor crítico em cinco, quatro e dois meses, respectivamente. Nessa última série chega-se a observar magnitudes negativas e significativas desse método não paramétrico (-2,15; setembro). Nas localidades de Campinas e Cordeirópolis, essa característica de elevação foi observada em apenas um mês; não sendo verificada nas localidades de Mococa e Ribeirão Preto.

Essa última característica parece corroborar, mais uma vez, as análises de Vincent et al. (2005), que não detectaram tendências significativas em valores diários de temperatura máxima na América do Sul. Essa indicação, embora para a escala diária, vai também ao encontro das diferentes taxas de elevação, aqui detectadas, entre as séries de T<sub>min</sub> e T<sub>max</sub>. Infere-se que a(s) forçante(s) radioativa(s) causadora(s) das alterações nos valores de temperatura do ar parecem agir/restringir, de forma mais significativa, na taxa de resfriamento noturno do que nas taxas de elevação da temperatura do ar ao longo do período diurno. Contudo, ressalta-se, novamente, que, embora com menor significância do que verificado nas séries de T<sub>min</sub>, na localidade litorânea de Ubatuba, ocorrem os maiores indícios de elevação nos valores de T<sub>max</sub> entre as demais séries analisadas.

Campinas (Figura 54): O SMK indica tendências significativas de elevação apenas nos agrupamentos mensais de abril. Para esse mês, também é observada significativa alteração na forma e na escala das FDPN associadas às duas amostras de 30 anos ( $\Lambda^*$  significativo). Segundo o teste de Pettitt, a data aproximada dessa alteração é 1984. De acordo com o teste F, há

homocedasticidade da variância em todos os agrupamentos mensais. Ressalta-se que no mês de setembro há, de acordo com os testes  $t$  e  $\Lambda^*$ , significativo deslocamento à esquerda da FDPN associadas aos anos de 1978 a 2007. Para esse mês o SMK foi de -1,58 (tendências não significativas de queda nos valores de  $T_{max}$ ).

Cordeirópolis (Figura 55): O SMK indica tendências significativas de elevação apenas no mês de abril. Para esse mês, também é observada significativa alteração na forma e na escala das FDPN associadas às duas amostras de 30 anos, indicada pelo  $\Lambda^*$  significativo. Para esse agrupamento mensal, é também interessante ressaltar que apesar de serem verificadas tendências monótonas de elevação nos valores de  $T_{min}$  (SMK significativo) e importantes variações nas formas das FDPN associadas aos dois sub-períodos, não houve, por parte do teste  $t$ , indicação de alterações significativas nas médias aritméticas das amostras sob análise. Ainda que a adaptação do teste  $t$  para amostras com variâncias diferentes (queda em seu grau de liberdade) reduza a robustez desse método, essa característica pode ser vista como um exemplo da fragilidade de estudar/caracterizar o clima de uma região apenas com base nessa medida de posição central. Embora, as médias mensais de abril, considerando os anos de 1948 a 1977 e 1978 a 2007, sejam numericamente próximas (respectivamente, 27,2 e 27,6°C – teste  $t$  não significativo), os demais métodos indicam acentuada alteração no regime de  $T_{min}$  entre os dois sub-períodos. Segundo o teste de Pettitt, a data aproximada dessa alteração é, mais uma vez, o ano de 1984. De acordo com o teste  $F$ , há homocedasticidade da variância nos demais 11 agrupamentos mensais. Ressalta-se que no mês de setembro há, de acordo com os testes  $t$  e  $\Lambda^*$  (assim como observado na localidade de Campinas), significativo deslocamento à esquerda da FDPN associadas aos anos de 1978 a 2007. Para esse mês o SMK foi de -1,61 (tendências não significativas de queda nos valores de  $T_{max}$ ).

Monte Alegre do Sul (Figura 57): O SMK indica tendências monótonas de elevação nos valores de  $T_{max}$  nos meses de fevereiro e abril. Para esses agrupamentos também são verificados valores significativos dos testes  $t$  e  $\Lambda^*$ . Especificamente para o mês de abril, assim como observado em Campinas e Cordeirópolis, o teste de Pettitt indica que a data aproximada de alteração no regime da variável meteorológica sob estudo é o ano de 1984. As amostras de agosto foram as únicas a não apresentarem homocedasticidade das variâncias. Nesse último mês, assim como em setembro

o  $\Lambda^*$  indica importante deslocamento à esquerda das FDPN relativas aos últimos 30 anos. Para as amostras de setembro essa queda no regime de  $T_{min}$  é mais marcante, tendo em vista o valor negativo e significativo do SMK.

Pindorama (Figura 58): O SMK indica tendências monótonas de elevação nos valores de  $T_{max}$  nos meses de outubro e abril. Para esses agrupamentos também são verificados valores significativos dos testes  $t$  e  $\Lambda^*$ . Especificamente para o mês de abril, o teste de Pettitt indica que o ponto aproximado dessa alteração é o ano de 1982. Apenas nas amostras de outubro não foram observadas homocedasticidade das variâncias. Nos meses de novembro e dezembro os testes  $t$  e  $\Lambda^*$  indicam importante deslocamento à esquerda das FDPN relativas aos últimos 30 anos, embora essas variações não tenham, de acordo com o SMK, resultado em significativas tendências monótonas nos valores de  $T_{max}$ . Assim como verificado em todas as demais localidades o SMK de setembro permaneceu abaixo de zero (-0,51).

Piracicaba (Figura 59): O SMK indica tendências monótonas de elevação nos meses de fevereiro, março, abril, outubro e dezembro. São verificados valores significativos dos testes  $t$  e  $\Lambda^*$  nos meses de fevereiro, março, abril, maio, outubro, novembro e dezembro. Especificamente para o mês de abril, o teste de Pettitt indica que o ponto aproximado dessa alteração é o ano de 1983. Nas amostras de abril, maio e novembro não foram observadas homocedasticidades das variâncias. Assim como verificado em todas as demais localidades o SMK de setembro permaneceu abaixo de zero (-0,95).

Mococa e Ribeirão Preto (Figura 56 e 60): Essas localidades foram as que apresentaram os maiores números de meses com valor negativo do SMK (10 e 6 meses, respectivamente). Para Mococa o SMK indicou queda significativa nos dados relativos ao mês de setembro. Essa característica pode ser observada nos meses de maio na localidade de Ribeirão Preto. Ao contrário do observado em todas as demais regiões, não houve detecção de significativas tendências monótonas de elevação nos agrupamentos mensais de abril, embora para esse mês, o teste  $\Lambda^*$  indique, para Ribeirão Preto, importantes alterações nas probabilidades paramétricas de ocorrência dos valores de  $T_{min}$ , entre os dois sub-períodos de 30 anos. Ainda para essa última localidade não houve homocedasticidade das variâncias nos meses de abril, novembro e

dezembro. Analisando-se as FDPN associadas à esses três últimos espaços amostrais, verifica-se, especialmente para o mês de abril, elevação na probabilidade de ocorrência nos valores próximos a média aritmética ocorrida nas amostras de 1978 a 2007. Nas séries mensais de Mococa não houve homocedasticidade das variâncias nos meses de novembro e dezembro. O  $\Lambda^*$  indicou deslocamento significativo à esquerda da FDP associada ao sub-período mais recente. Ressalta-se, para as duas localidades, as diferenças entre as variabilidades temporais presentes nas séries de Tmax e de Tmin, descrita no item 4.5 como fortemente significativa. Essa característica bastante distinta entre essas duas variáveis oriundas dos mesmos locais geográficos é um indicativo da inferência estatística de que a(s) forçante(s) radiotativa(s) causadoras das mudanças no regime de temperatura do ar, no Estado de São Paulo, parecem interagir, de forma mais marcante, na taxa de resfriamento noturno do que nas taxas de elevação ao longo do período diurno.

Ubatuba (Figura 61): O SMK indica tendências significativas de elevação nos meses de março a junho e outubro a dezembro. No mês de abril, observam-se os indícios mais marcantes de tendências (valores elevados do SMK) e variação climáticas ( $\Lambda^*$  elevado). Ainda para esse último agrupamento mensal, o teste de Pettitt indica que a data de alteração nos valores de Tmin ocorre, aproximadamente, em 1980. Apenas nas amostras de fevereiro não há homocedasticidade da variância. Entretanto, ressalta-se significativa alteração nos parâmetros das funções densidade de probabilidade associadas aos agrupamentos mensais de fevereiro, abril, maio outubro, novembro e dezembro. No mês de setembro, observa-se o valor -0,03 do SMK.

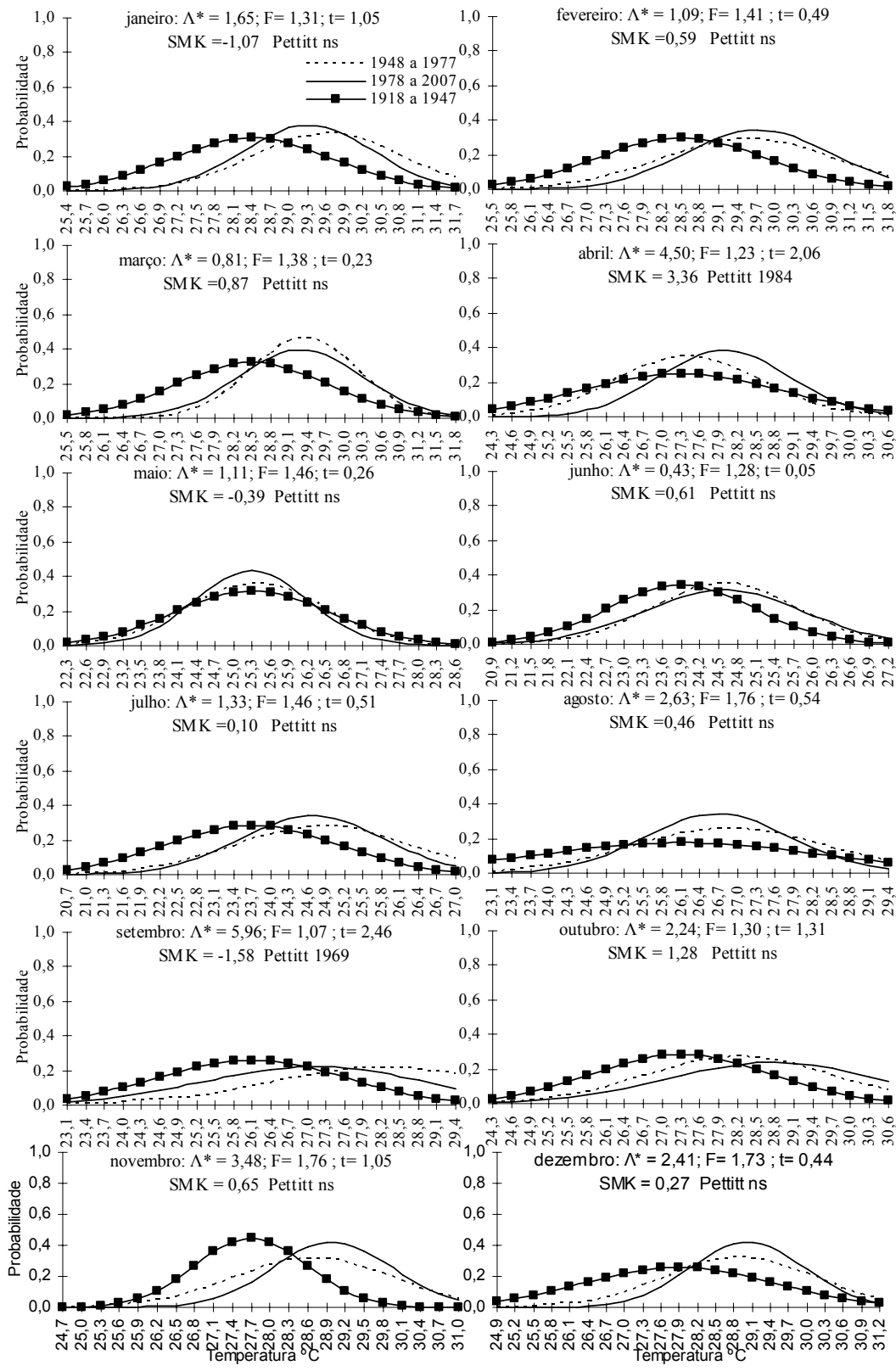


Figura 54 - testes razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), F, t, Mann-Kendall Sazonal (SMK) e Pettitt para a localidade de Campinas do Estado de São Paulo

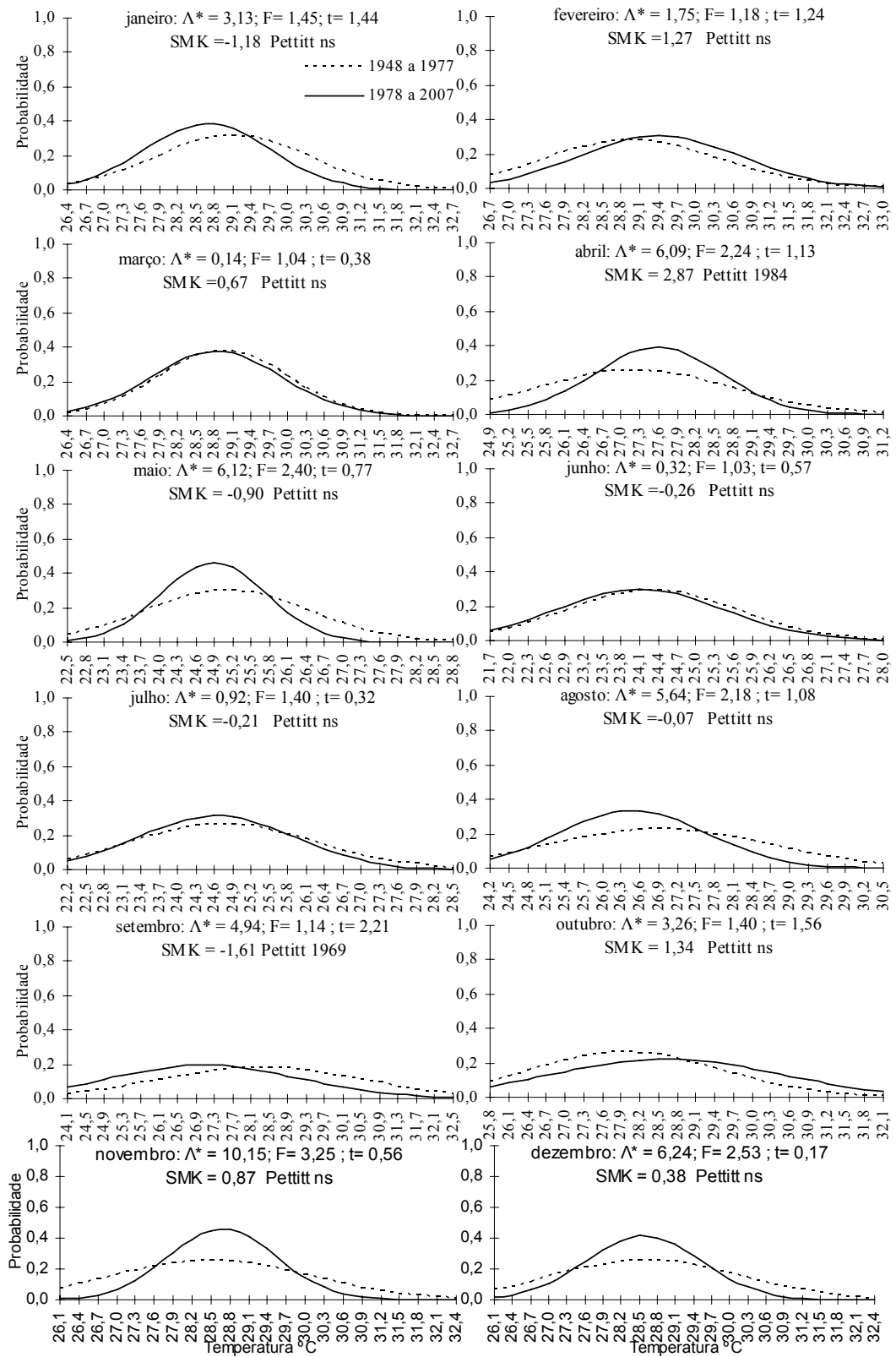


Figura 55 - Testes razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), F, t, Mann-Kendall Sazonal (SMK) e Pettitt para a localidade de Cordeirópolis do Estado de São Paulo

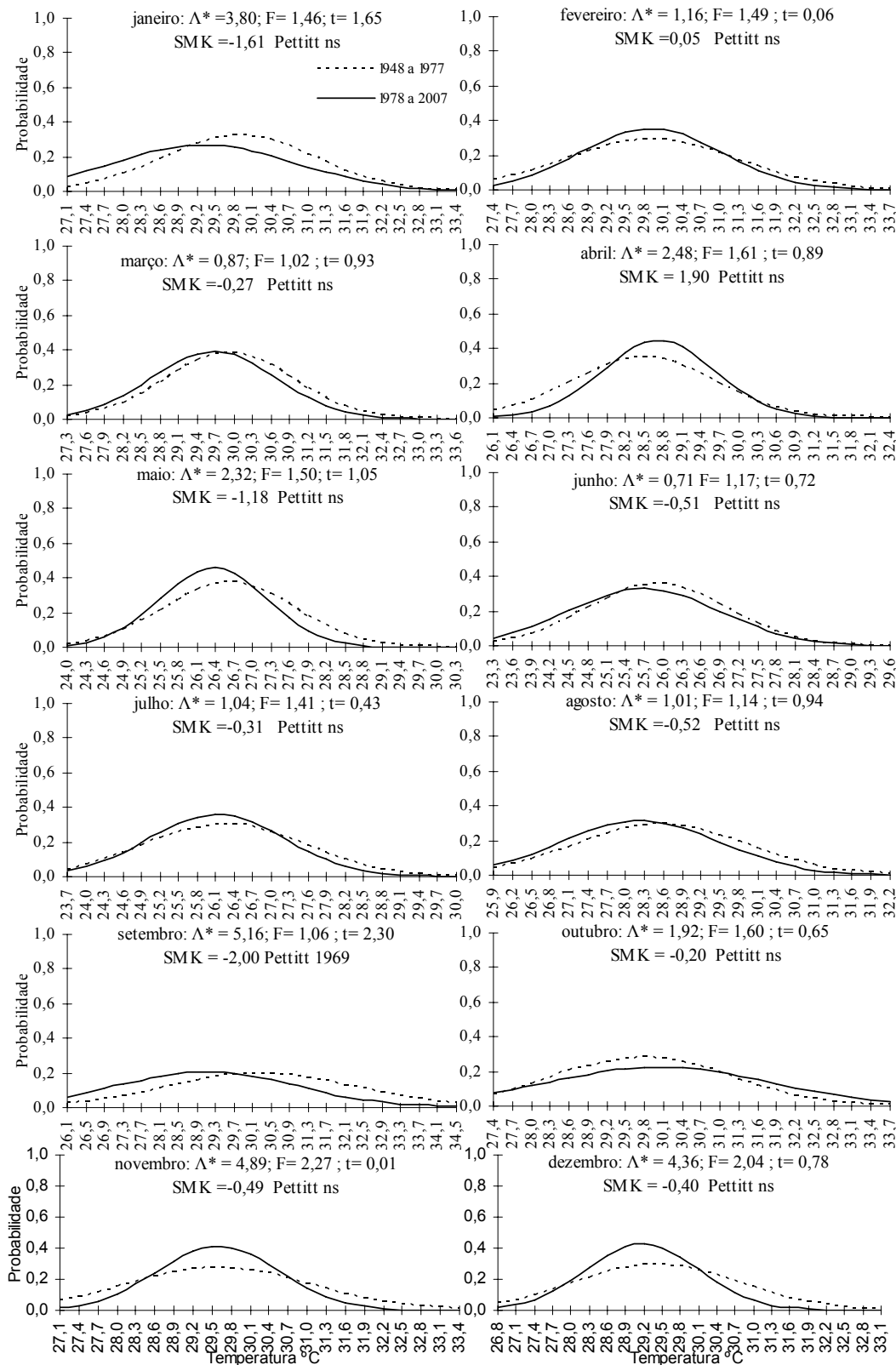


Figura 56 - Testes razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), F, t, Mann-Kendall Sazonal (SMK) e Pettitt para a localidade de Mococa do Estado de São Paulo



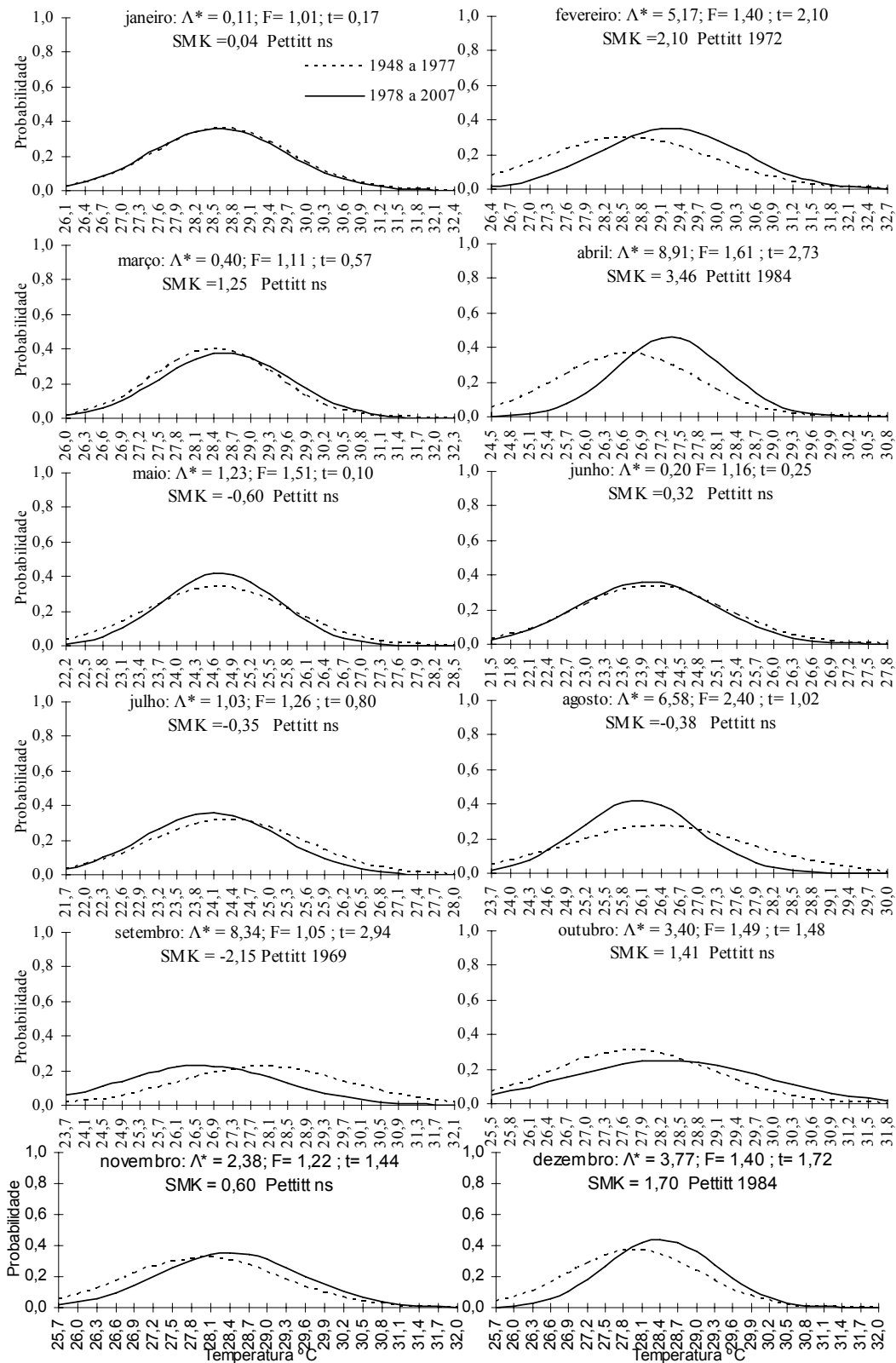


Figura 57 - Testes razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), F, t, Mann-Kendall Sazonal (SMK) e Pettitt para a localidade de Monte Alegre do Sul do Estado de São Paulo

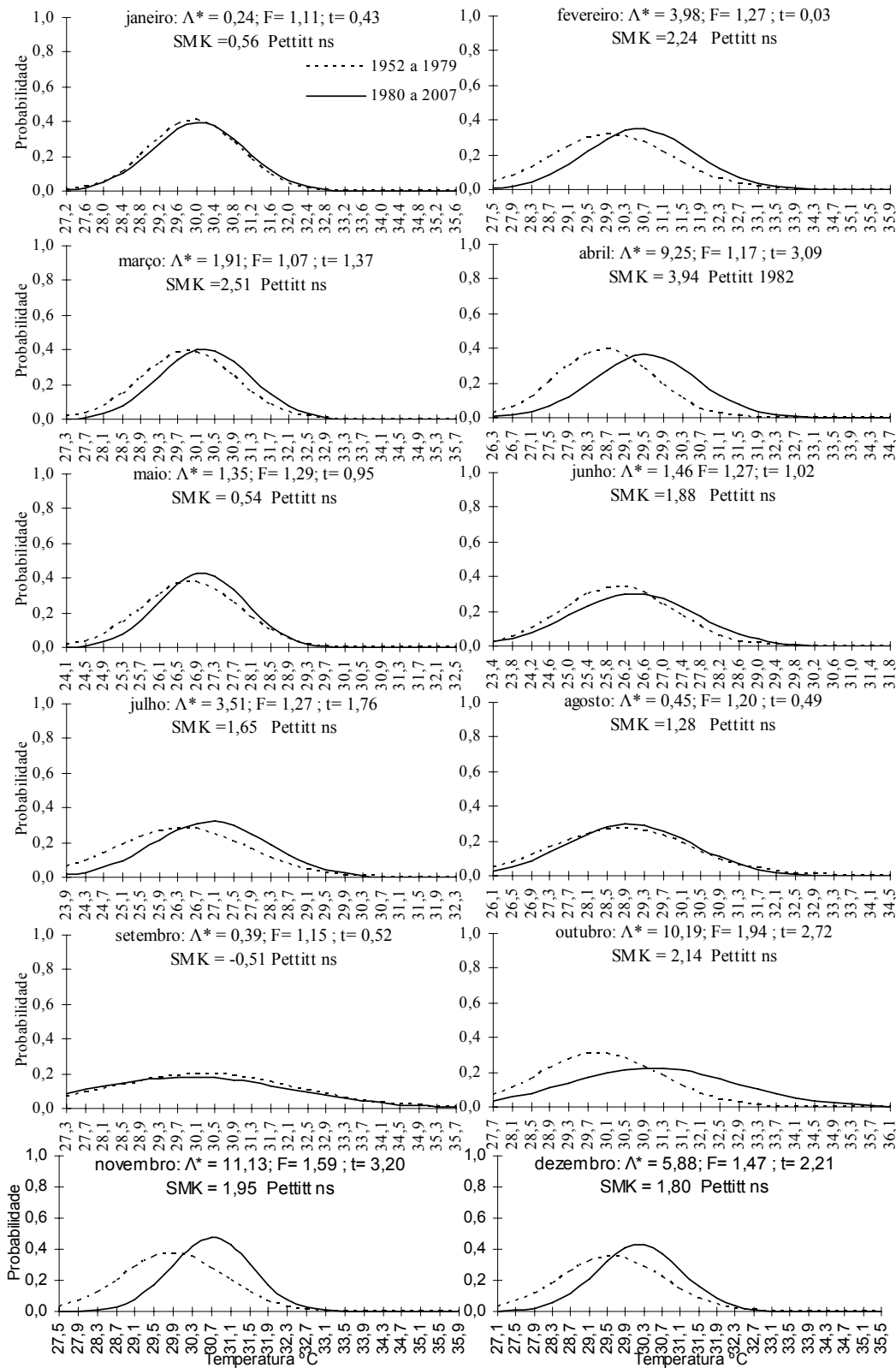


Figura 58 - Testes razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), F, t, Mann-Kendall Sazonal (SMK) e Pettitt para a localidade de Pindorama do Estado de São Paulo

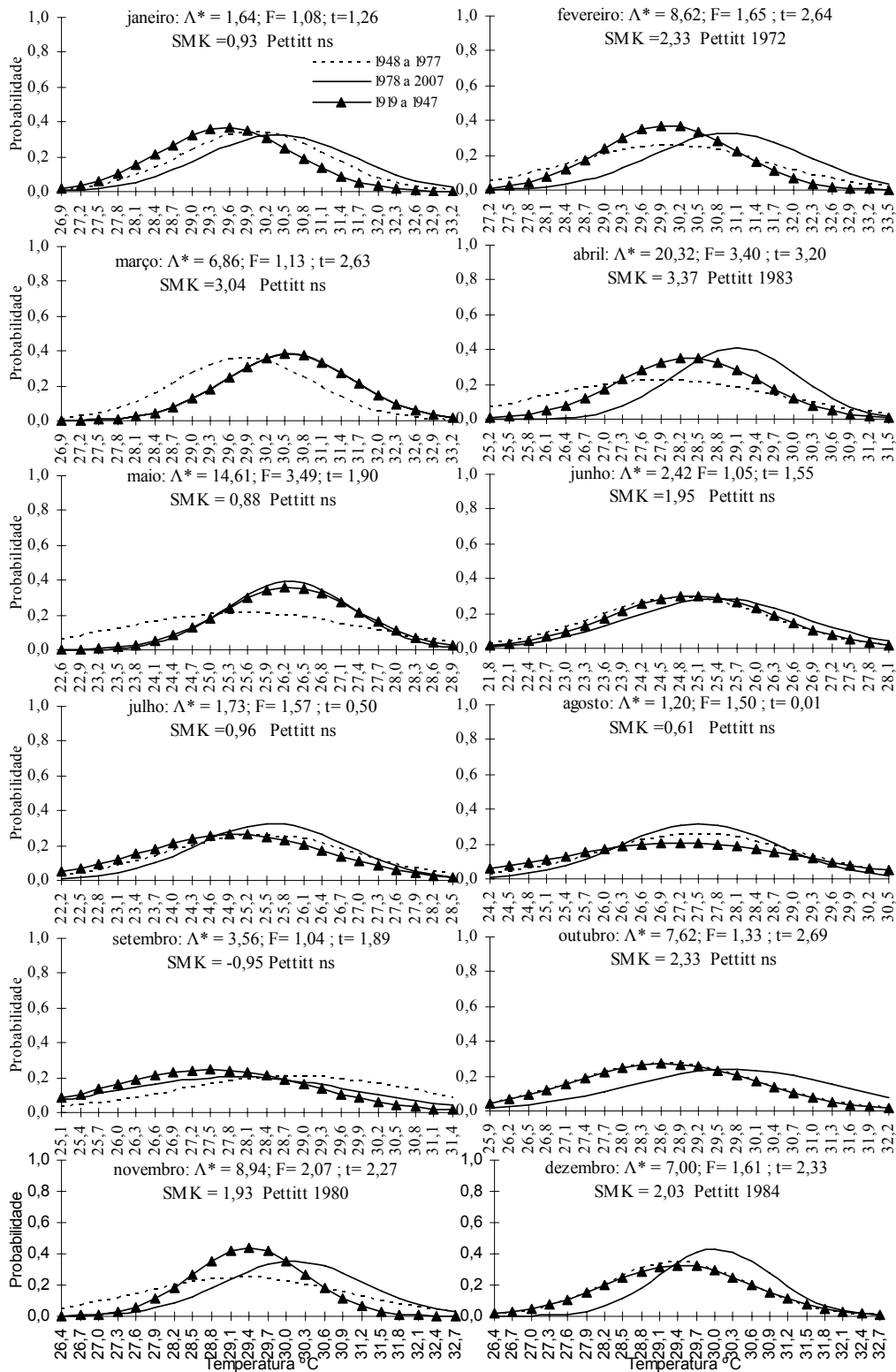


Figura 59 - Testes razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), F, t, Mann-Kendall Sazonal (SMK) e Pettitt para a localidade de Piracicaba do Estado de São Paulo

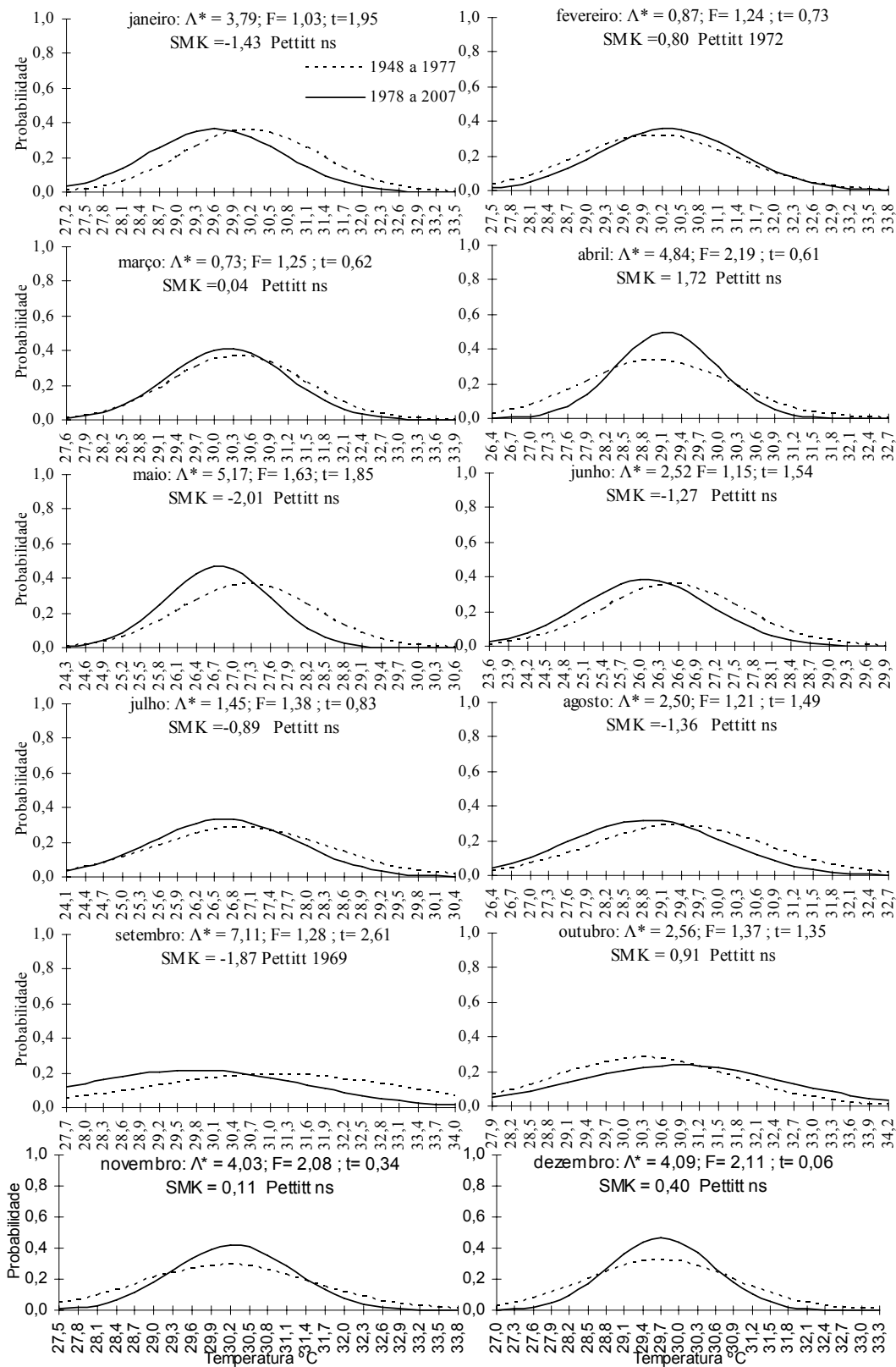


Figura 60 - Testes razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), F, t, Mann-Kendall Sazonal (SMK) e Pettitt para a localidade de Ribeirão Preto do Estado de São Paulo

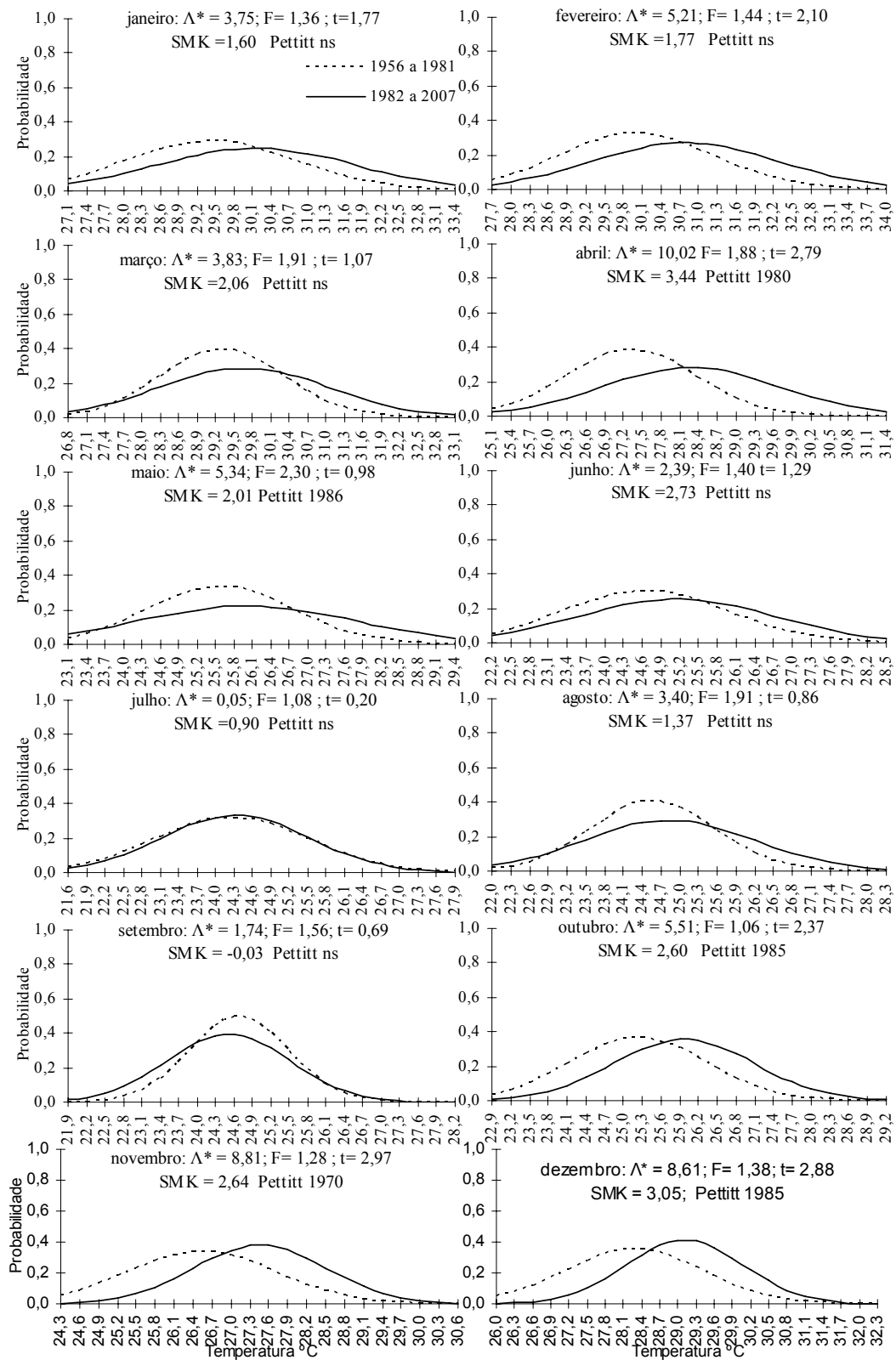


Figura 61 - Testes razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), F, t, Mann-Kendall Sazonal (SMK) e Pettitt para a localidade de Ubatuba do Estado de São Paulo

De forma análoga à realizada para a  $T_{min}$ , nas Figuras 54 e 59, relativas às séries de Campinas e Piracicaba, também foram ilustradas as curvas paramétricas de probabilidade associadas aos dados de  $T_{max}$  relativos à amostra de 1918 a 1947. Na Tabela 29 são apresentados os testes  $\Lambda^*$ , SMK e Pettitt para as localidades de Piracicaba e Campinas, considerando os períodos comuns de 1918 a 2007 e 1918 a 1947 para essas duas localidades.

Assim como observado na escala anual, a série mensal de  $T_{max}$  de Campinas apresenta uma mudança brusca nas curvas de probabilidades associadas à seus dados, ocorrida ao final da década de 1940. Considerando a relativa estabilidade nos parâmetros estatísticos dessas séries mensais observada nas amostras contidas entre os anos de 1948 a 2007 e as observações citadas no item 4.4, a hipótese de que essa alteração esteja fundamentalmente relacionada à falhas ou alterações nos métodos de coleta desses dados torna-se difícil de ser ignorada. Dessa forma, as demais investigações relativas a essa variável meteorológica da localidade de Campinas, bem como as conclusões do presente trabalho irão considerar apenas as análises baseadas nos anos de 1948 a 2007.

Para a série de Piracicaba, a análise relativa aos anos de 1918 a 2007 indica tendências monótonas de elevação nos meses de janeiro, fevereiro, março, abril, outubro novembro e dezembro. São verificados valores significativos dos testes  $\Lambda^*$  em todos os meses à exceção de junho, julho e agosto. Mais uma vez no mês de abril, o teste de Pettitt indica que o ponto aproximado de início de alteração climática é o ano de 1983.

De forma análoga às análises voltadas aos dados de  $T_{min}$ , verifica-se, para a  $T_{max}$ , marcantes indícios de alterações de ordem climática nos agrupamentos mensais de abril. Assim como ilustrado no item 4.5, quando adotado o período comum de 1948 a 2007, a data inicial dessa tendência de elevação ocorreu de forma aproximadamente concomitante entre todas as localidades. Essa característica, associada à trabalhos como os do IPCC (2007), que indicam elevação da temperatura média global nos últimos 50 anos, pode ser vista como um indício de que forçantes de escala global estejam fortemente relacionadas à essas taxas de elevação, detectadas nas séries de temperatura do ar (máxima e mínima) dos meses de abril no Estado de São Paulo.

Tabela 29 - Testes da razão da verossimilhança ( $\Lambda^*$ ), Mann-Kendall Sazonal (SMK) e de Pettitt para duas localidades do Estado de São Paulo, considerando os períodos comuns de 1918 a 2007 e 1918 a 1977

(a) 1918 a 2007						
Mês	Piracicaba			Campinas		
	$\Lambda^*$	SMK	Pettitt	SMK	Pettitt	$\Lambda^*$
1	8,10	2,90	1951	2,78	1949	17,52
2	15,03	2,97	1968	3,88	1947	16,17
3	8,78	3,37	1967	3,40	1947	15,93
4	24,29	2,66	1983	3,67	1984	11,84
5	20,54	-0,10	NS	0,64	NS	3,26
6	2,71	1,68	NS	3,29	1933	6,87
7	4,57	1,70	NS	3,41	1947	13,87
8	5,85	1,92	NS	2,05	NS	17,12
9	9,85	1,26	NS	2,83	1943	22,67
10	10,49	3,02	1976	4,12	1943	14,61
11	18,01	2,10	1980	4,83	1945	27,20
12	8,66	2,16	1984	3,14	1947	20,67

(b) 1918 a 1977						
Mês	Piracicaba			Campinas		
	$\Lambda^*$	SMK	Pettitt	SMK	Pettitt	$\Lambda^*$
1	2,54	1,66	NS	2,97	1949	13,26
2	4,09	0,58	NS	3,55	1931	8,92
3	0,03	1,11	NS	3,39	1946	13,01
4	7,37	-1,29	NS	1,15	NS	3,55
5	11,92	-1,40	NS	0,78	NS	0,62
6	0,29	0,29	NS	3,57	1933	5,27
7	1,17	0,70	NS	3,12	1930	9,65
8	1,78	1,67	NS	1,66	NS	6,94
9	9,45	2,54	1943	4,02	1943	22,06
10	-0,02	0,81	NS	2,83	1938	6,20
11	9,86	-0,77	NS	3,23	1930	15,20
12	0,03	-0,85	NS	1,50	1947	8,83

As análises de ondaleta aplicadas as séries residuais de Tmax são ilustradas nas Figuras 62 a 69.

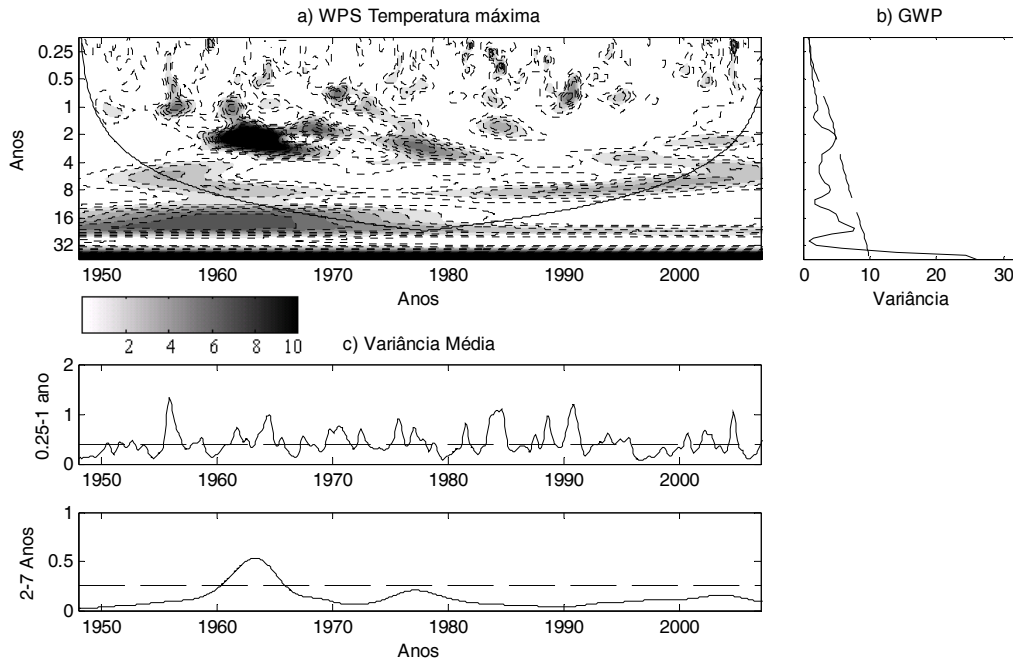


Figura 62 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a temperatura máxima do ar residual mensal de Campinas - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas

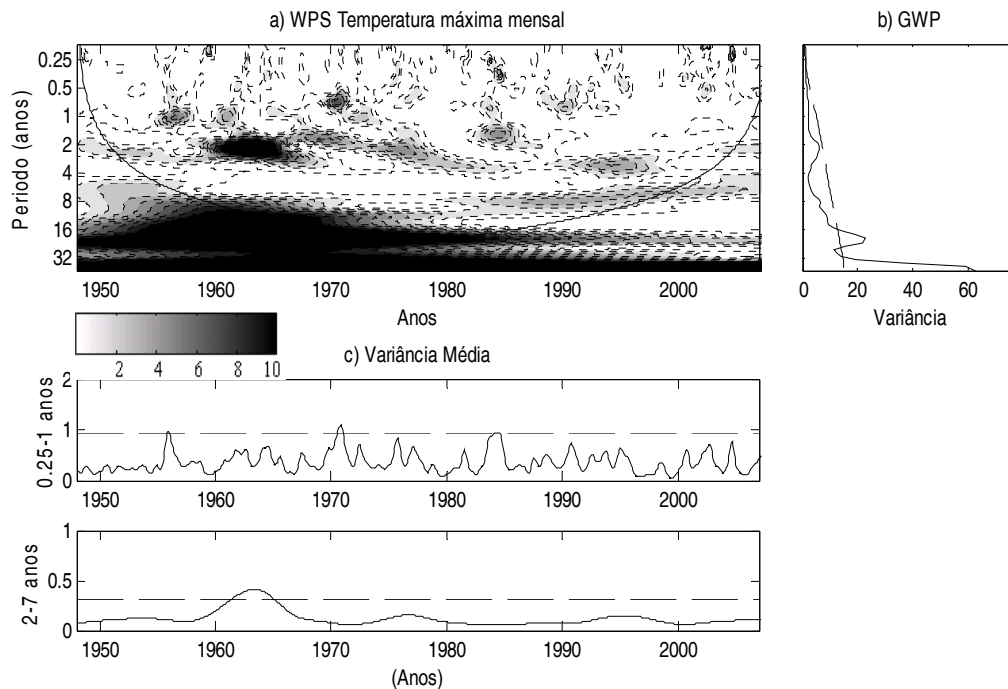


Figura 63 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a temperatura máxima do ar residual mensal de Cordeirópolis - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas



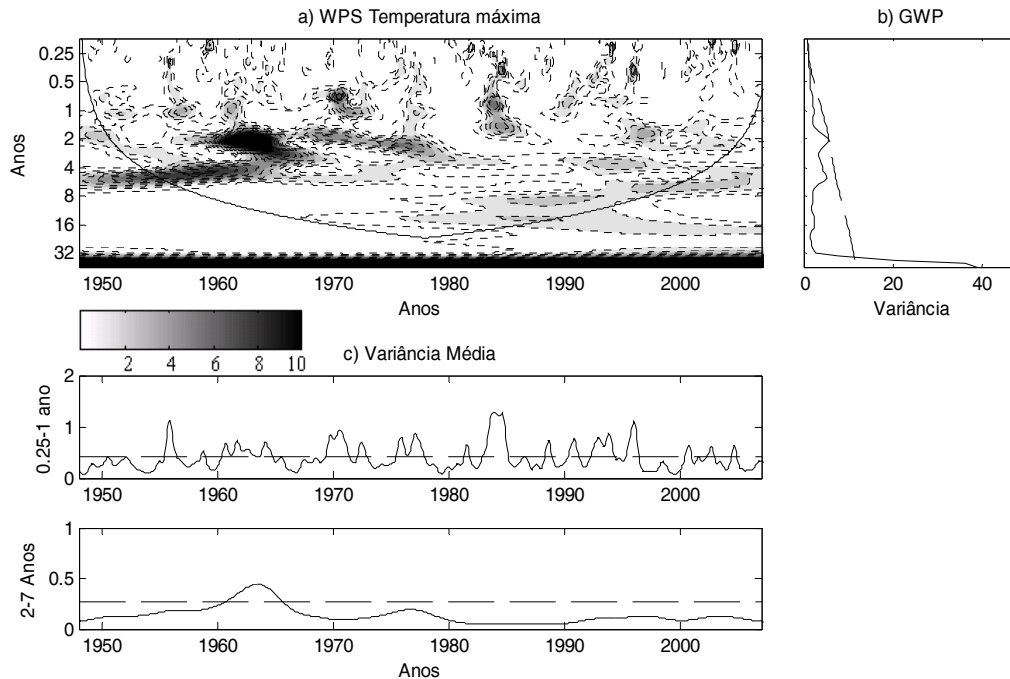


Figura 64 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a temperatura máxima do ar residual mensal de Mococa - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas

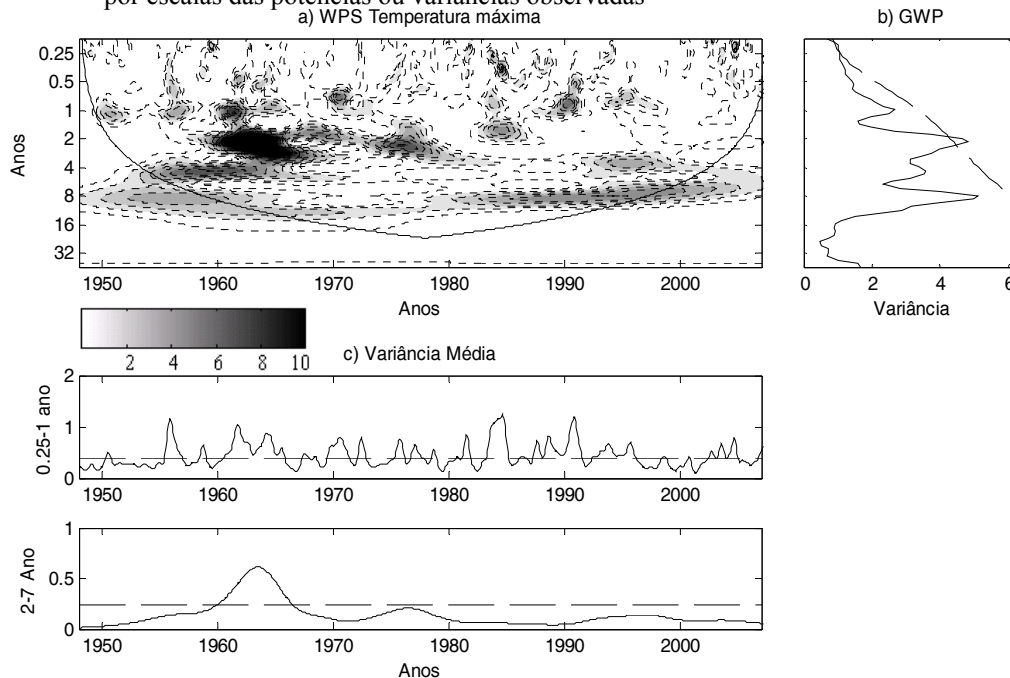


Figura 65 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a temperatura máxima do ar residual mensal de Monte Alegre do Sul - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas

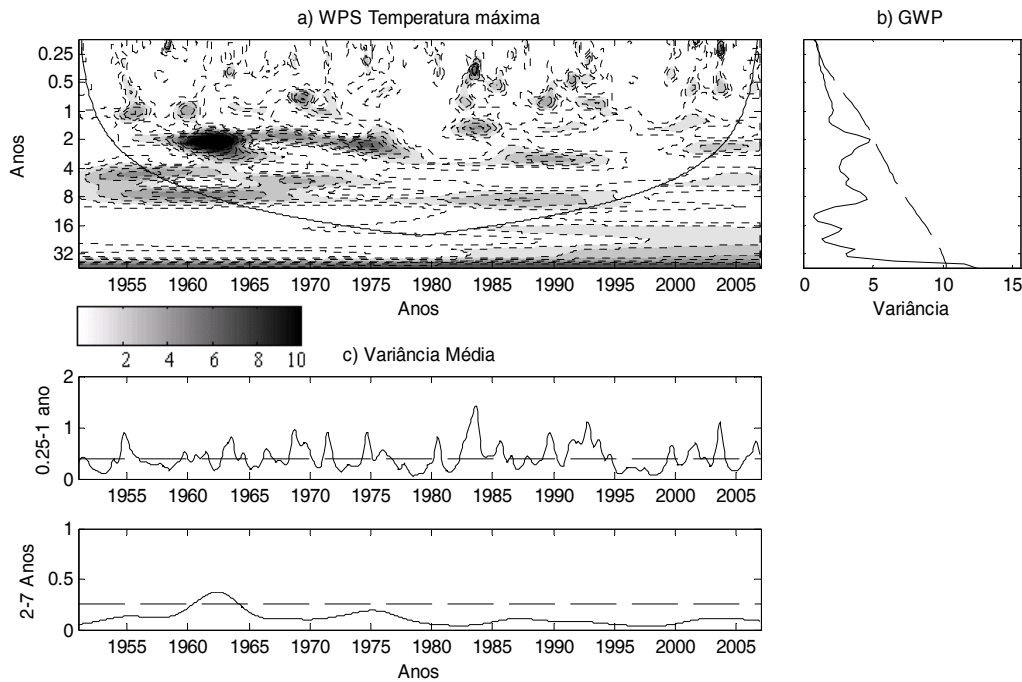


Figura 66 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a temperatura máxima do ar residual mensal de Pindorama - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas

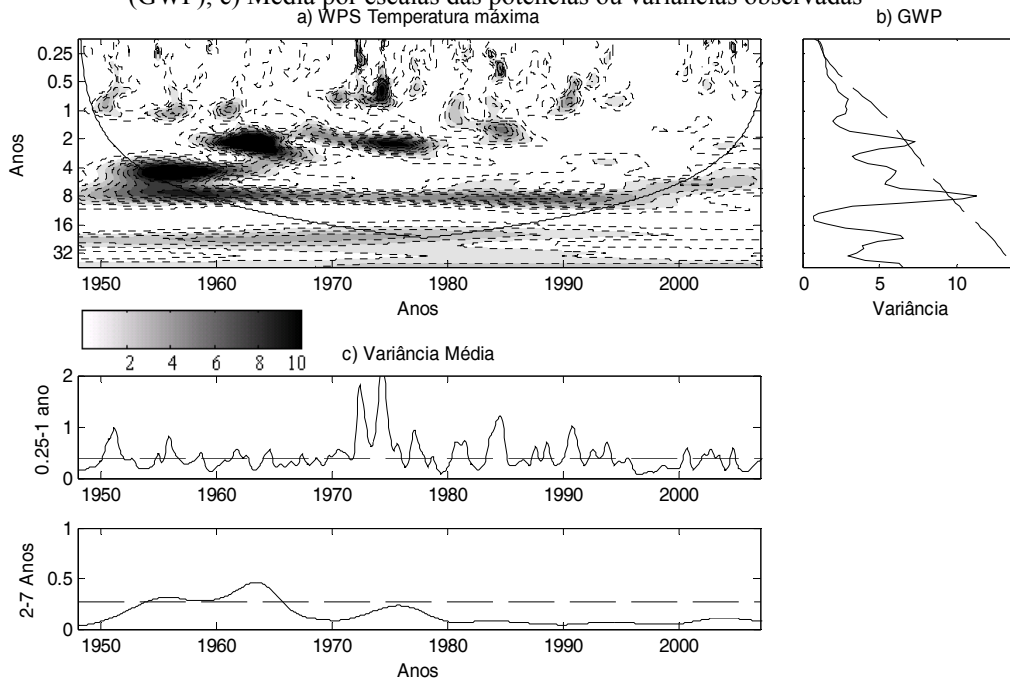


Figura 67 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a temperatura máxima do ar residual mensal de Piracicaba - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas

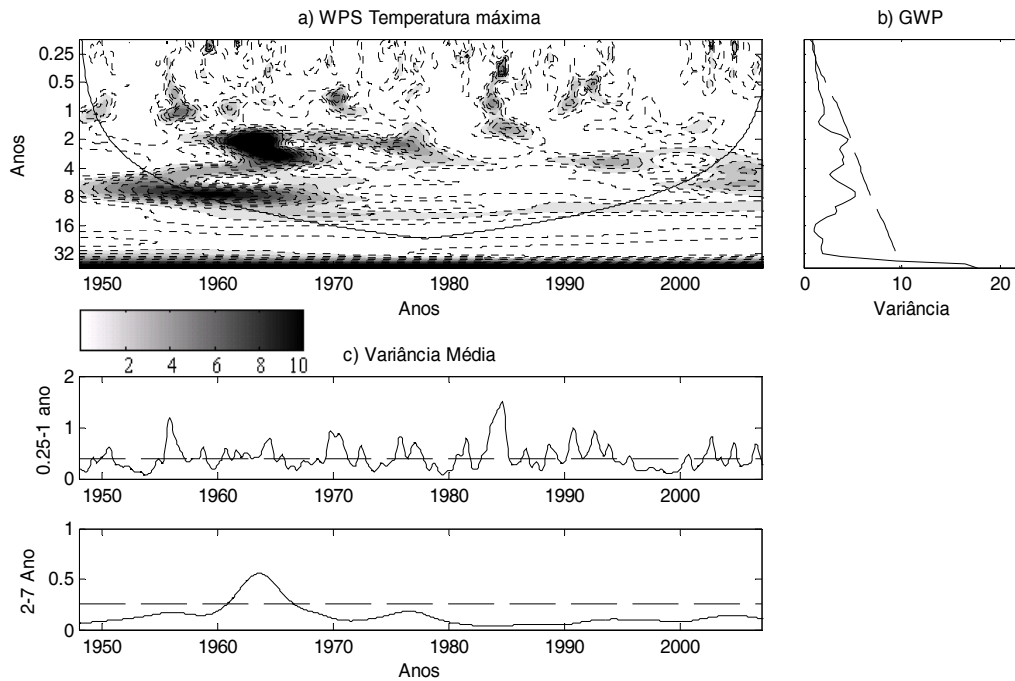


Figura 68 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a temperatura máxima do ar residual mensal de Ribeirão Preto - Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas

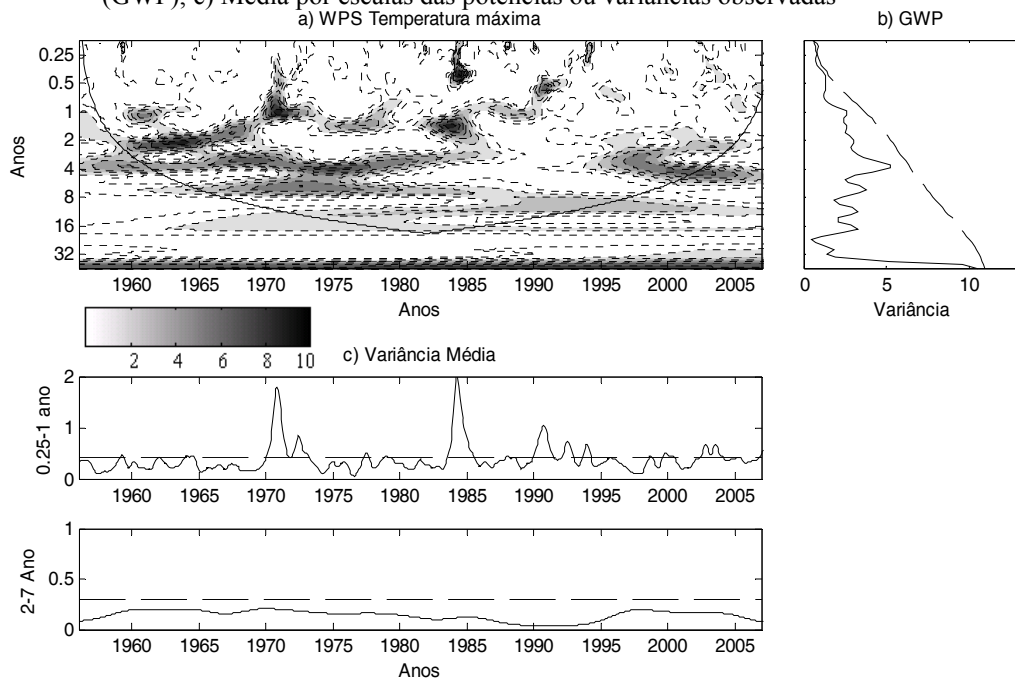


Figura 69 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS) para a temperatura máxima do ar residual mensal de Ubatuba- Estado de São Paulo. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP); c) Média por escalas das potências ou variâncias observadas

Analisando as GWP, parte b das Figuras 62 a 69, nota-se, nas localidades de Campinas, Cordeirópolis, Mococa, Pindorama, Piracicaba, Ribeirão Preto e Ubatuba, a inexistência de marcantes periodicidades nos resíduos de  $T_{max}$ , uma vez que não há picos significativos de variância registrados pela GWP.

Na localidade de Monte Alegre do Sul há, de acordo com a GWP um pico de potência com período próximo à dois anos. Contudo, observando a WPS para essa localidade, Figura 65a, nota-se que esse pico está fundamentalmente localizado nos anos de 1960 a 1965. Em outras palavras, quando o espaço tempo-freqüência é considerado, verifica-se que esse pico de variância, indicado pela GWP de Monte Alegre do Sul, é significativamente observado apenas em um determinado segmento temporal da série. Com isso, as considerações, acima descritas para as outras localidades, podem também serem estendidas aos dados de Monte Alegre do Sul.

Verifica-se que os picos de potência mais marcantes das WPS relativas à  $T_{max}$  mensal, situam-se na década de 1960. Conforme indicado por trabalhos como os de Blain (2005), nesse período (1961, 1963 e 1964) foram registrados os casos mais intensos de seca meteorológica no Estado de São Paulo. Essa concomitância indica provável relação entre severos déficits de precipitação pluvial e os maiores picos de potencia presentes no sinal temporal da  $T_{max}$  mensal utilizada. Essa hipótese repousa no fato de que em épocas extremamente secas há importante deslocamento do balanço de energia da superfície terrestre no sentido do calor sensível, uma vez que o gasto desta com calor latente torna-se limitado.

Comparando as Figuras 62 a 69 à Figura 24, é possível observar, assim como para as demais variáveis meteorológicas utilizadas no estudo, a dificuldade em estabelecer conclusivas concomitâncias/relações entre a localização temporal dos picos de potência do sinal do IOS e dos sinais da  $T_{max}$  mensal. Dessa forma, as observações de Kayano e Blain (2007) de que a influência desse fenômeno meteorológico de grande escala sobre os dados de temperatura do ar e

precipitação pluvial da localidade de Campinas não é clara, pode ser estendida para as demais localidades do estudo.

#### 4.7 Precipitação pluvial anual absoluta

De forma análoga às análises relativas aos dados mensais, quando possível, o período comum de 1948 a 2007 foi utilizado. Na Tabela 30, são apresentados os resultados da aplicação dos testes MK, Z e de Pettitt nas séries de Preabs.

Tabela 30 - Testes de Pettitt, de Mann-Kendall (MK) e Run (Z) aplicados nas localidades de Campinas, Cordeirópolis, Jundiaí, Mococa, Monte Alegre do Sul, Ribeirão Preto e Ubatuba relativos aos anos de 1948 a 2007. A mesma análise é ilustrada para a localidade de Pindorama, considerando os anos de 1952 a 2007

Local	Testes Estatísticos		
	Pettitt	MK	Z
Campinas	NS	0,18	0,03
Cordeirópolis	NS	0,34	-0,65
Jundiaí	NS	-0,99	0,26
Mococa	NS	1,46	0,52
MteAtegre	NS	0,75	-0,38
Pindorama	1968	2,51	0,14
RibPreto	NS	-0,52	-0,13
Ubatuba	NS	-1,04	0,52

\*Significativo à 5%; NS Não Significativos

Por meio dos testes MK e Pettitt, verifica-se a inexistência de tendências nos valores de Preabs relativos às séries temporais de Campinas, Cordeirópolis, Jundiaí, Monte Alegre do Sul, Ribeirão Preto e Ubatuba. Resultados semelhantes foram encontrados por Sansigolo (2008), para a localidade de Piracicaba, também pertencente ao Estado de São Paulo. Na Tabela 30, é possível verificar que a série relativa ao posto meteorológico de Pindorama, apresenta tendência temporal de elevação nos valores de Preabs. Essa última característica foi também abordada no ajuste dessa distribuição a uma determinada função teórica de probabilidade. O teste Z indica que as oito séries podem ser consideradas livres de correlação serial. As análises de ondaleta, para as oito localidades, são ilustradas na Figura 70.

Analisando-se a potencia local da ondaleta de cada localidade (WPS; Figura 70a), nota-se a natureza esparsa e sem padrão temporal definido dos picos de variância das séries de Preabs.

Essa característica é corroborada pelas GWP (Figura 70b) que, de forma geral, não apresentam picos significativos de variância dos dados de Preabs, quando são considerados todos os anos disponíveis em cada localidade. Ressalta-se que apenas na série de Cordeirópolis houve por parte da GWP, indicação de um pico significativo de variância com periodicidade aproximada de 5 anos. Contudo, observa-se na Figura 70a que essa concentração de potência é fundamentalmente contida nos anos de 1960 a 1975, não sendo observada de forma marcante nos demais anos dessa série. Considerando as análises ilustradas na Tabela 30 e na Figura 70, verifica-se que as exigências da TVE são satisfatoriamente observadas em todas as localidades do estudo, excluindo-se a série de Pindorama. Na Tabela 31 são ilustrados os valores do teste KS para as séries de Preabs utilizadas.

Tabela 31 - Valores do teste Kolmogorov-Smirnov (KS) considerando-se os ajustes às distribuições geral dos valores extremos (GEV), gama (DG) e normal (DN) das séries de precipitação anual absoluta utilizadas no estudo

Local	KS		
	DN	DG	GEV
Campinas	0,183	0,152	0,067
Cordeirópolis	0,097	0,096	0,062
Jundiaí	0,125	0,110	0,041
Mococa	0,076	0,060	0,037
Monte Alegre do Sul	0,101	0,090	0,048
Pindorama	0,125	0,089	0,029
Ribeirão Preto	0,113	0,080	0,048
Ubatuba	0,080	0,074	0,049

Na Tabela 31, verifica-se que a curva de probabilidade associada à GEV é a função analítica que melhor descreve as freqüências de ocorrência dos valores de Preabs nas localidades de Campinas, Cordeirópolis, Jundiaí, Mococa, Monte Alegre do Sul, Ribeirão Preto e Ubatuba. A interpretação dos resultados relativos à localidade de Pindorama pode ser feita considerando as afirmações de Wilks (2006), citadas no item 2.4.1, de que mesmo quando nem todas as exigências da TVE são respeitadas, a equação 10 pode ainda ser adequada ao tipo de estudo proposto. Contudo, é importante salientar que a presença de tendência, como a detectada pelos testes MK e Pettitt nessa localidade, prejudica a caracterização realizada por qualquer função densidade de probabilidade, dificultando a aplicação, ou extrapolação, da freqüência de ocorrência, estimada com base na amostra disponível, para períodos futuros. Portanto, o ajuste dessa série empírica à GEV deve ser interpretado com ressalvas.

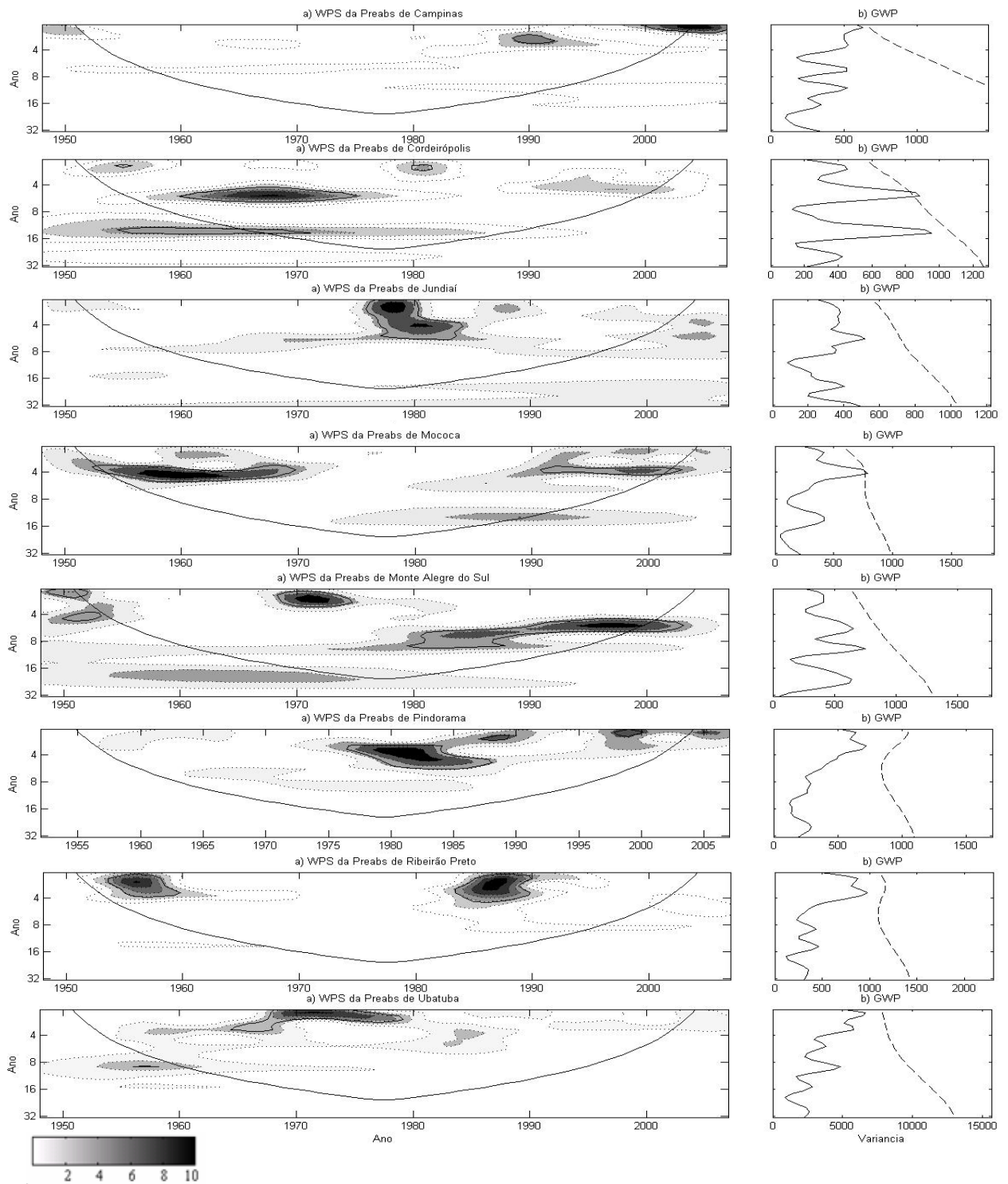


Figura 70 – (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS). Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, conforme representado na barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP)

Na Tabela 32 são ilustrados os parâmetros da equação 10 ajustados para as diferentes séries.

Na Figura 71 são apresentados os gráficos percentil-percentil (PP), considerando, no eixo das ordenadas, as probabilidades acumuladas teóricas calculadas por meio da GEV. Na Figura 72 são ilustrados os gráficos quantil-quantil relativos à esse ajuste.

Tabela 32 - Parâmetros de localização ( $\zeta$ ) de escala ( $\beta$ ) e de forma ( $k$ ) da função densidade de probabilidade de valores extremos ajustada à oito séries de precipitação pluvial máxima diária, observada dentro de cada ano civil, disponibilizadas pela Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Estado de São Paulo. A média aritmética, a mediana e o desvio padrão são apresentados em milímetros

Local	Parâmetros			Média	Mediana	Desvio Padrão
	$\zeta$	$\beta$	$k$			
Campinas	69,857	14,8064	0,2011	80,7	71,9	23,65
Cordeirópolis	70,8957	17,2882	-0,0702	79,9	81,0	20,63
Jundiaí	67,8845	14,499	0,0405	76,9	73,1	19,48
Mococa	72,9372	18,0201	-0,1331	81,4	79,8	20,40
Monte Alegre do Sul	69,3577	16,3981	0,0078	79,0	76,0	20,98
Pindorama	70,3833	17,7924	0,0657	81,4	77,0	24,11
Ribeirão Preto	75,6605	15,8267	0,1358	87,2	82,6	25,19
Ubatuba	148,148	58,4862	-0,0638	178,9	173,6	69,89

Nas localidades em que as exigências da TVE foram respeitadas, é possível, nas Figuras 71 e 72, verificar o bom ajuste dos dados de Preabs à GEV mesmo quando são analisados os percentis extremos (superiores e inferiores) das distribuições.

Analisando-se a equação 43, nota-se que  $R(x)$  é relacionada à função cumulativa  $F(x)$  para um dado  $x$ . O fator  $w$ , frequência amostral média, para o caso de valores anuais é adotado como  $1 \cdot \text{ano}^{-1}$ . Os valores resultantes da aplicação da equação 43, considerando o ajuste à GEV nas localidades desse estudo são demonstrados na Tabela 33.



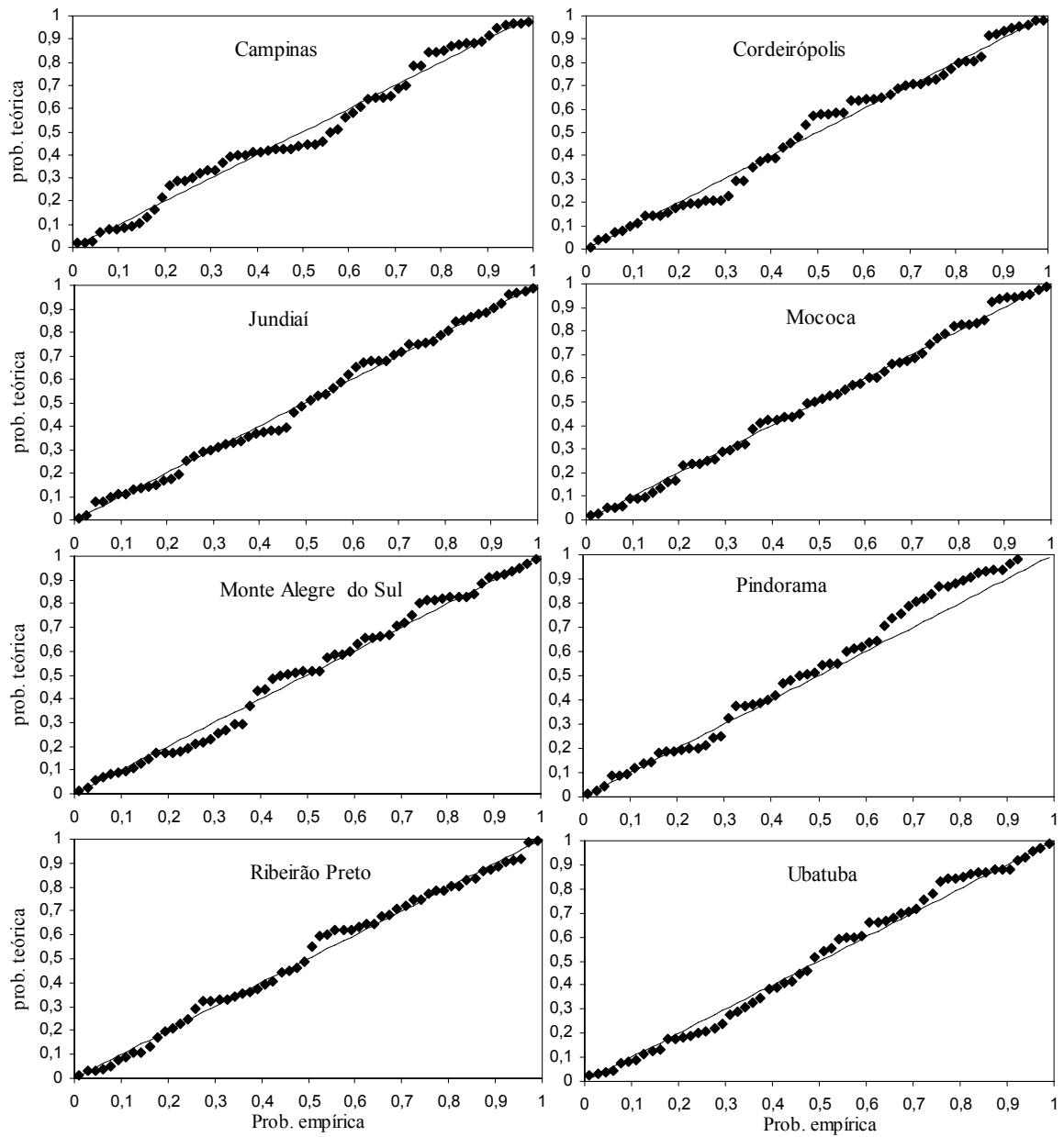


Figura 71 - Gráficos percentil-percentil resultantes do ajuste de séries absolutas de precipitação pluvial anual à distribuição geral dos valores extremos no Estado de São Paulo

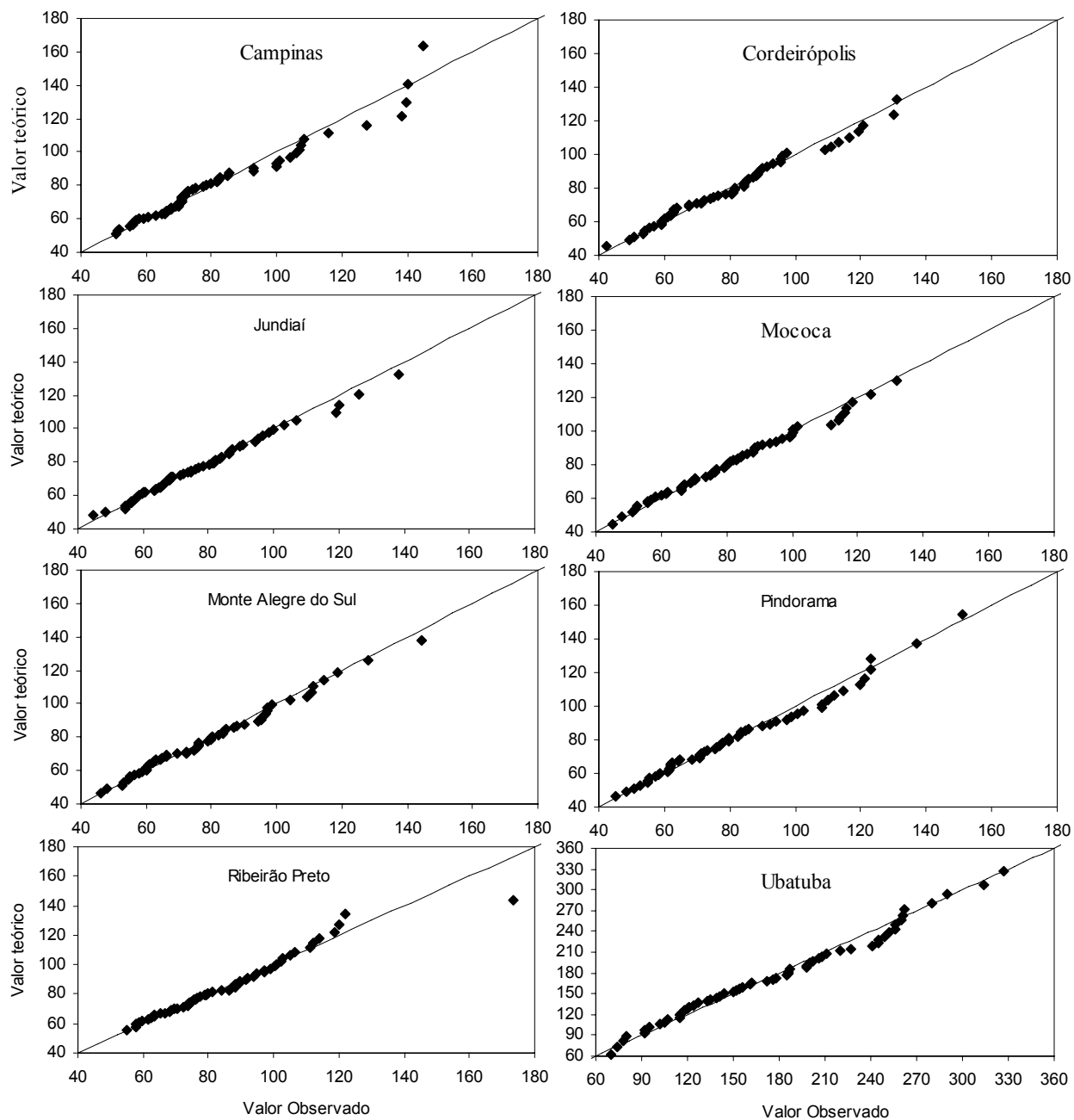


Figura 72 - Gráficos quantil-quantil resultantes do ajuste de séries absolutas de precipitação pluvial anual à distribuição geral dos valores extremos no Estado de São Paulo. Eixos das abscissas e ordenadas em milímetros

Tabela 33 - Período de retorno, expresso em anos, para as localidades de Campinas (Cps), Cordeirópolis (Cord), Jundiaí (Jund), Mococa (Moc), Monte Alegre do Sul (MteAlegre), Ribeirão Preto (RibPreto) e Ubatuba (Uba), estimados com base em séries de precipitação pluvial máxima diária, (Preabs, em milímetros) do Estado de São Paulo

Preabs	Cps	Cord	Jund	Moc	MteAlegre	RibPreto	Ubatuba	
	Período de retorno (anos)							Preabs
30	1	1	1	1	1	1	130	1
40	1	1	1	1	1	1	150	2
50	1	1	1	1	1	1	170	2
60	1	1	1	1	1	1	190	3
70	2	2	2	1	2	1	210	4
80	3	2	3	2	2	2	230	4
90	4	4	5	3	4	3	250	6
100	6	7	9	6	7	5	270	8
110	10	12	16	12	12	7	290	12
120	14	24	29	25	22	11	310	18
130	21	50	52	169	39	17	330	26
140	29	110	93	556	70	26	350	40
150	41	250	164	2500	125	38	370	62
160	56	588	286	10000	222	56	390	97
170	74	1429	500	>10000	400	79	410	154
180	98	5000	833	>10000	714	111	430	250
190	127	10000	1429	>10000	1250	154	450	400
200	161	>10000	2500	>10000	2500	208	470	667
250	161	>10000	2500	>10000	2500	208	490	1111
300	161	>10000	2500	>10000	2500	208	510	2000
400	5000	>10000	>10000	>10000	>10000	10000	530	3333

A marcante diferença entre o elevado regime de Preabs da localidade de Ubatuba e das demais não permitiu a adoção de uma escala única para a apresentação dos cálculos da equação 43. Contudo, ressalta-se que em todas as séries da Tabela 33 o valor 100 mm de Preabs apresenta períodos de retorno inferiores à 10 anos.

#### 4.8 Temperatura máxima absoluta

Na Tabela 34, são apresentados os resultados da aplicação dos testes MK, Run e de Pettitt nas séries de Tmaxabs, bem como suas médias, medianas e desvio padrão.

Tabela 34 - Testes de Pettitt, Mann-Kendall (MK) e Run (Z) aplicados nas séries de temperatura máxima absoluta nas localidades de Campinas, Cordeirópolis, Monte Alegre do Sul, Pindorama, Ribeirão Preto e Ubatuba. A média aritmética, mediana e desvio padrão também são ilustrados

Local	Descrição (°C)			Testes Estatísticos		
	Média	Mediana	Desvio Padrão	Z	MK	Pettitt
Campinas	35,1	35,0	1,13	-0,58	0,98	NS
Cordeirópolis	35,2	35,2	1,37	-1,94	0,13	NS
Monte Alegre do Sul	34,6	34,4	1,26	-1,37	0,41	NS
Pindorama	36,5	36,4	1,40	-1,55	0,01	NS
Ribeirão Preto	36,6	36,6	1,28	-0,58	0,72	NS
Ubatuba	37,0	37,1	1,46	-1,93	0,78	NS

NS Não significativo

Por meio dos testes MK e Pettitt, verifica-se a inexistência de tendências monótonas, de elevação ou queda, nos valores de Tmaxabs presentes em todas as séries. O teste Z permaneceu, em todas as localidades, dentro de limite crítico adotado. A análise de ondaleta, para as seis localidades, é ilustrada na Figura 73. À exceção da localidade de Ubatuba, a inexistência de periodicidades significativas nas séries de Tmaxabs é indicada pela potência global de ondaleta (GWP, Figura 73b). Contudo, a potência espectral da ondaleta (WPS, Figura 73a) apresenta potências significativas de Tmaxabs, ocorridas no início da década de 1960 com escalas temporais de 2 a 4 anos em todas as séries. Conforme descrito em diversos trabalhos, tais como o de Blain (2005), nos anos de 1961, 1963 e 1964 foram registrados, no Estado de São Paulo, os casos mais severos de seca relatados na literatura científica. Infere-se, portanto, que os maiores valores de Tmaxabs das séries analisadas foram condicionados pelos casos mais intensos de déficit no regime de precipitação pluvial observados no Estado. A justificativa física dessa hipótese repousa no fato de que o baixo teor de umidade no solo desloca o balanço de energia em superfície no sentido do calor sensível, uma vez que o gasto com calor latente é limitado. Dessa forma, há disponibilidade energética para condicionar os maiores valores de temperatura do ar relativos a cada série. Especificamente para a série de Ubatuba, verifica-se que a periodicidade apontada pela GWP é temporalmente localizada apenas nas décadas de 1960 e 1990.

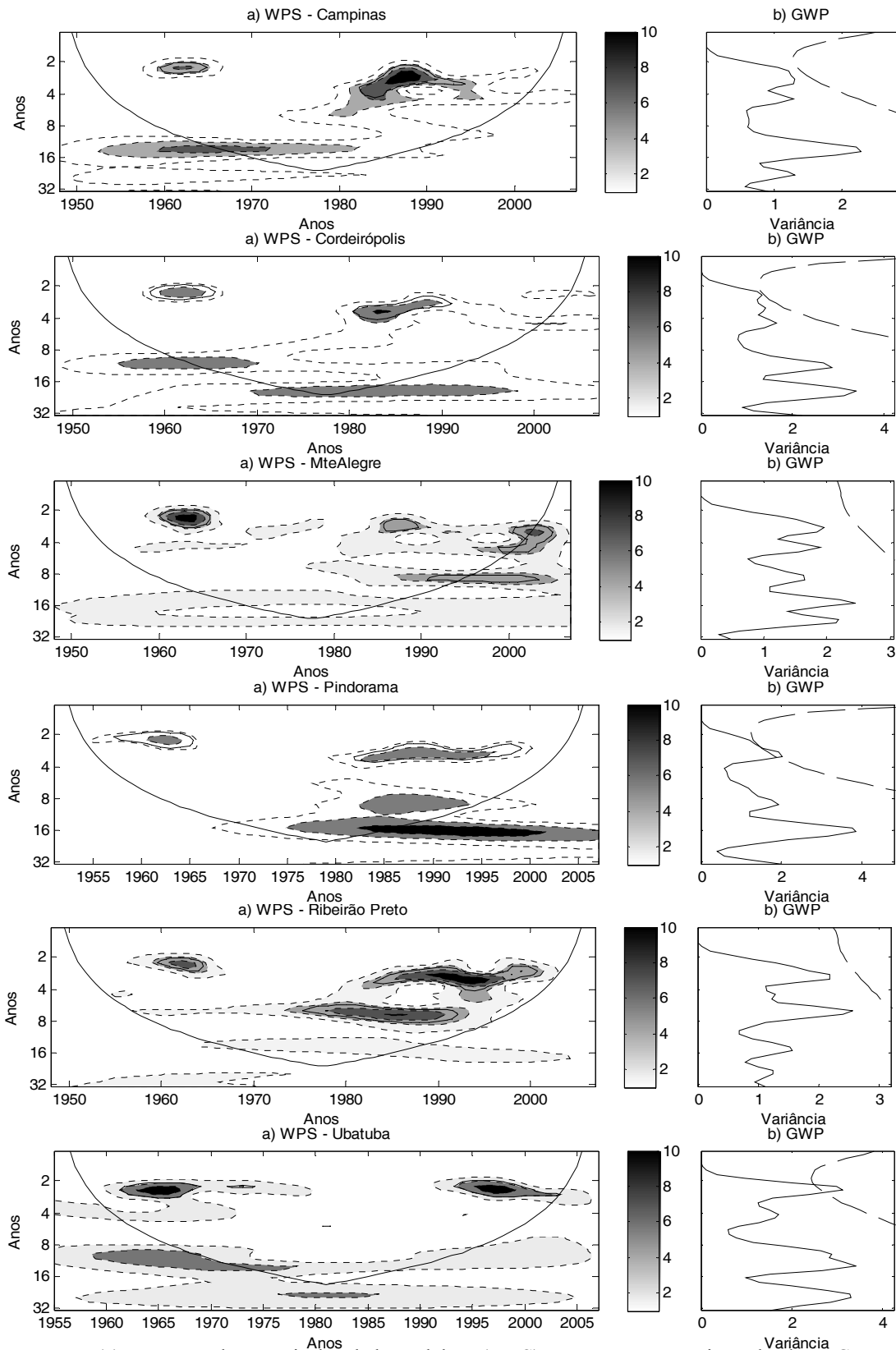


Figura 73 - (a) Espectro de energia local da ondaleta (WPS); temperatura máxima absoluta. Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados, conforme barra horizontal. Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95% de confiança. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante; b) Espectro global de ondaleta (GWP)

Considerando as análises ilustradas na Tabela 34 e na Figuras 73, observa-se que as exigências da TVE são satisfatoriamente observadas em todas as localidades. Nas Figuras 74 e 75 são ilustrados os gráficos PP e QQ, os valores do teste KS e os parâmetros da função associada à GEV para as séries de utilizadas.

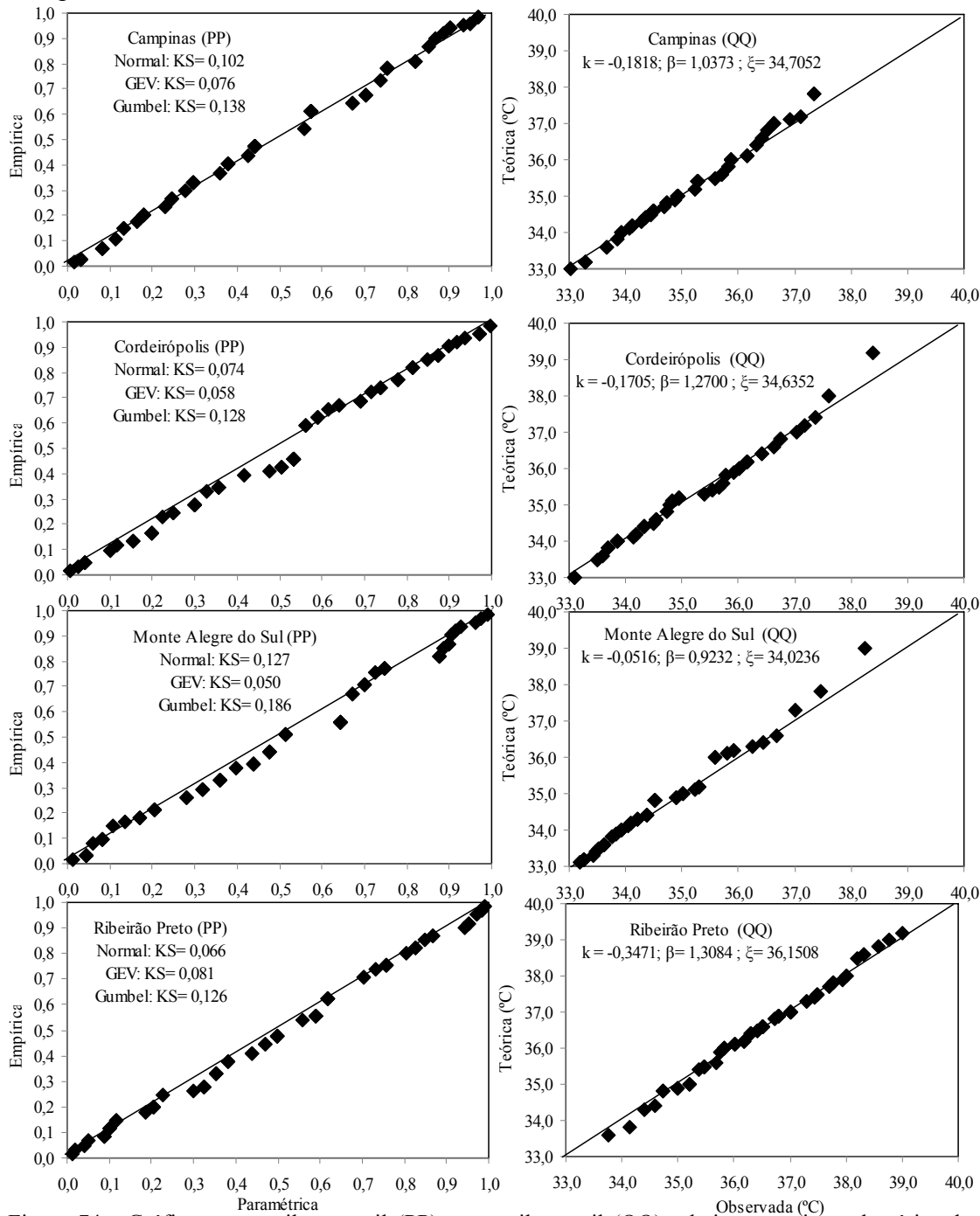


Figura 74 - Gráficos percentil-percentil (PP) e quantil-quantil (QQ) relativos ao ajuste de séries de temperatura máxima absoluta do ar no Estado de São Paulo à distribuição geral de valores extremos (GEV). Os resultados dos testes kolmogorov-Smirnov (KS) para as distribuições normal, gumbel e GEV (com os parâmetros) também são ilustrados.  $k$ ,  $\beta$  e  $\xi$  são os parâmetros da GEV

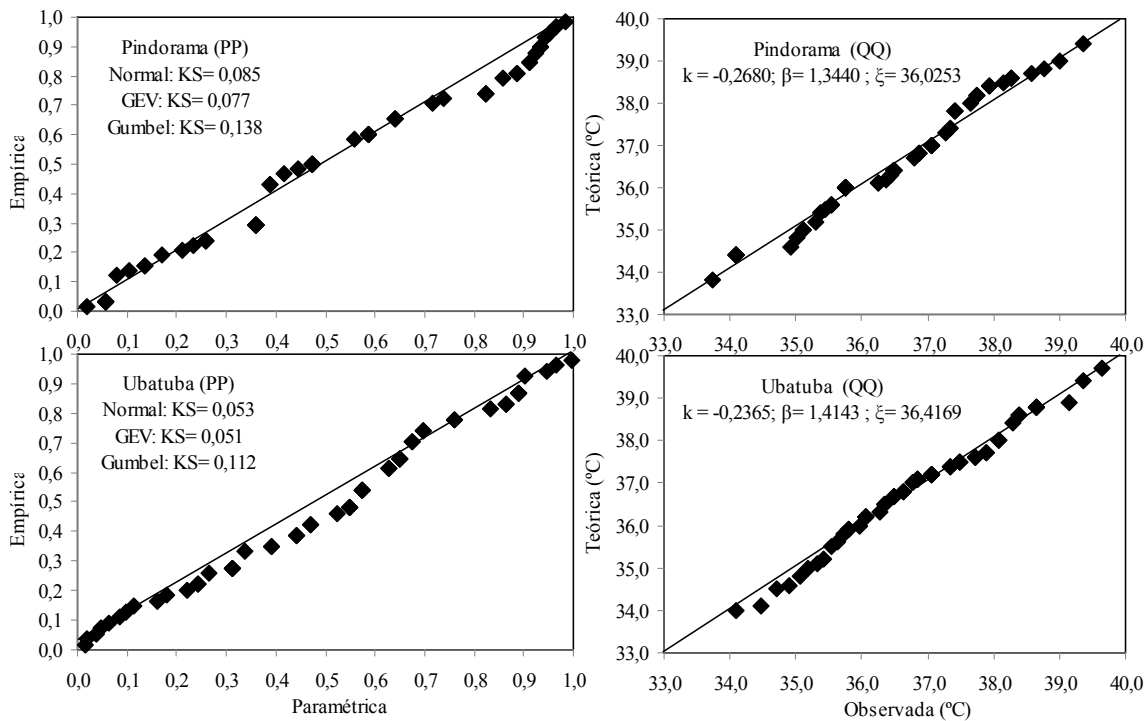


Figura 75 - Gráficos percentil-percentil (PP) e quantil-quantil (QQ) relativos ao ajuste de séries de temperatura máxima absoluta do ar no Estado de São Paulo à distribuição geral de valores extremos (GEV). Os resultados dos testes kolmogorov-Smirnov (KS) para as distribuições normal, gumbel e GEV (com os parâmetros) também são ilustrados.  $k$ ,  $\beta$  e  $\xi$  são os parâmetros da GEV

Os resultados dos testes KS e  $\chi^2$  foram concordantes em todos os casos. Por meio das análises ilustradas n Figura 74 e 75, verifica-se que a função densidade de probabilidade associada à GEV foi a que melhor descreveu as freqüências de ocorrência dos valores de Tmaxabs nas localidades sob investigação no período considerado.

#### 4.9 Temperatura mínima absoluta

Na Figura 76 são ilustradas as análises de ondaleta aplicadas aos dados. Na Tabela 35 são apresentadas as médias, medianas e os desvios padrão das séries de Tminabs. Os resultados dos testes MK e de Pettitt, também ilustrados, indicam que à exceção da localidade de Ubatuba, as demais séries podem ser consideradas livres de tendências significativas. Para a referida série litorânea, o MK indica tendência significativa de elevação que, de acordo com o teste de Pettitt, tem sua data de início aproximado em 1968. O teste Z não indica presença de correlação serial nas series utilizadas.

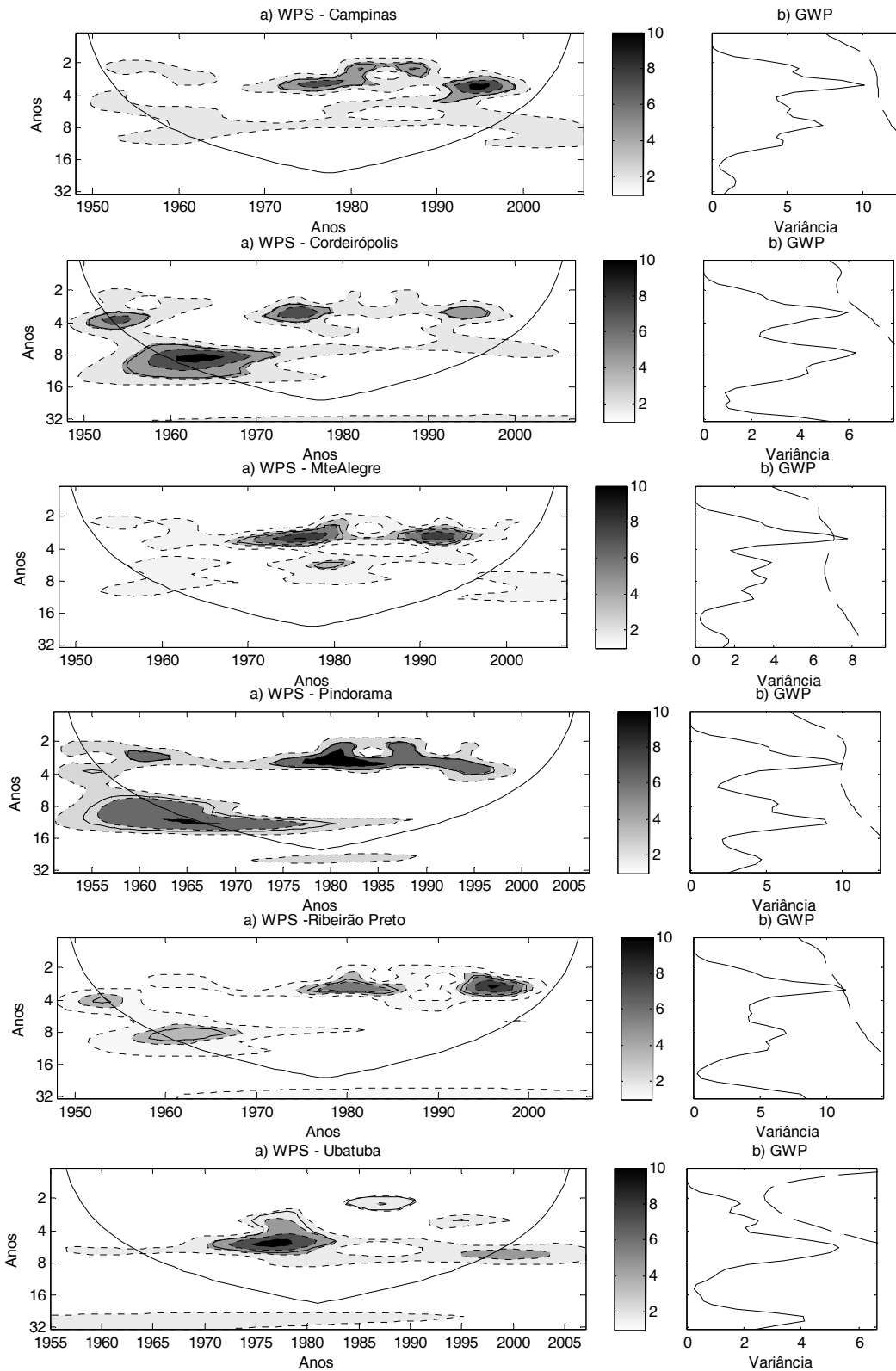


Figura 76 – (a) Espectro de energia local da ondaleta da temperatura mínima absoluta (WPS). Contornos tracejados correspondem a valores de variância normalizados variando de 1 a 10, (barra horizontal). Contornos sombreados englobam áreas com variâncias significativas ao nível de 95%. A curva em forma de U representa o cone de influência. b) Espectro global de ondaleta (GWP)



Tabela 35 - Valores da média aritmética, mediana e desvio padrão (DP), em milímetros, das séries de temperatura mínima absoluta anual e resultados (adimensionais) dos testes Run (Z), Mann-Kendall (MK) e Pettitt

Local	Média	Mediana	DP	Z	MK	Pettitt
Campinas	4,6	4,6	2,52	0,80	1,64	NS
Cordeirópolis	2,8	3,0	1,99	-1,16	1,21	NS
Monte Alegre do Sul	2,7	3,0	1,94	1,15	0,15	NS
Pindorama	3,8	3,9	2,39	-0,26	-0,52	NS
Ribeirão Preto	4,1	4,5	2,54	-0,65	1,94	NS
Ubatuba	7,0	7,0	1,85	-1,61	3,92	1968

Por meio da WPS da Figura 76, nota-se que os picos de variância, ainda que apontados como significativos pela GWP, ocorrem de forma temporalmente esparsa no sinal temporal da T<sub>minabs</sub>; sendo, portanto, restritos a determinados segmentos do período analisado. Na localidade de Monte Alegre do Sul, por exemplo, a WPS indica que essas potências estão fundamentalmente contidas nos anos de 1968 a 1982 e 1988 a 1995. Na localidade de Pindorama esses picos são verificados nos anos de 1958 a 1962 e 1973 a 1997, ao passo que na série de Ribeirão Preto são observados no período de 1975 a 1986 e na década de 1990. Nas localidades de Campinas, Cordeirópolis e Ubatuba, a análise de ondaleta não indicou picos significativos de variância.

Ao contrário do observado para a T<sub>maxabs</sub>, não houve marcantes concomitâncias entre os picos de potência local da ondaleta, relativa às séries de T<sub>minabs</sub>, e os casos mais severos de seca no Estado de São Paulo, anteriormente citados. Uma hipótese física que justificaria tal característica é de que, apesar de ocorrer, ao longo desses períodos de intensa seca meteorológica, um deslocamento do balanço de energia no sentido do calor sensível (durante o período diurno), uma atmosfera mais seca também favorece a perda de energia por ondas longas pela superfície. Em outras palavras, infere-se que em épocas de seca, há uma maior taxa de resfriamento noturno, compensando, ao menos em parte, a elevação da temperatura ao longo do período diurno.

Nas Figuras 77 e 78, são ilustrados os ajustes das séries de T<sub>minabs</sub> às três funções densidade de probabilidade propostas. A detecção de tendências de elevação na localidade de Ubatuba, anteriormente observada, diminui, sob o rigor científico, a relevância dessa parametrização, uma vez que as descrições analíticas das probabilidades de ocorrência, associadas aos valores dessas amostras ou períodos, apresentarão considerável grau de incerteza ao serem extrapoladas para demais amostras ou anos futuros. Os resultados de testes KS e  $\chi^2$  foram concordantes em todos os casos.

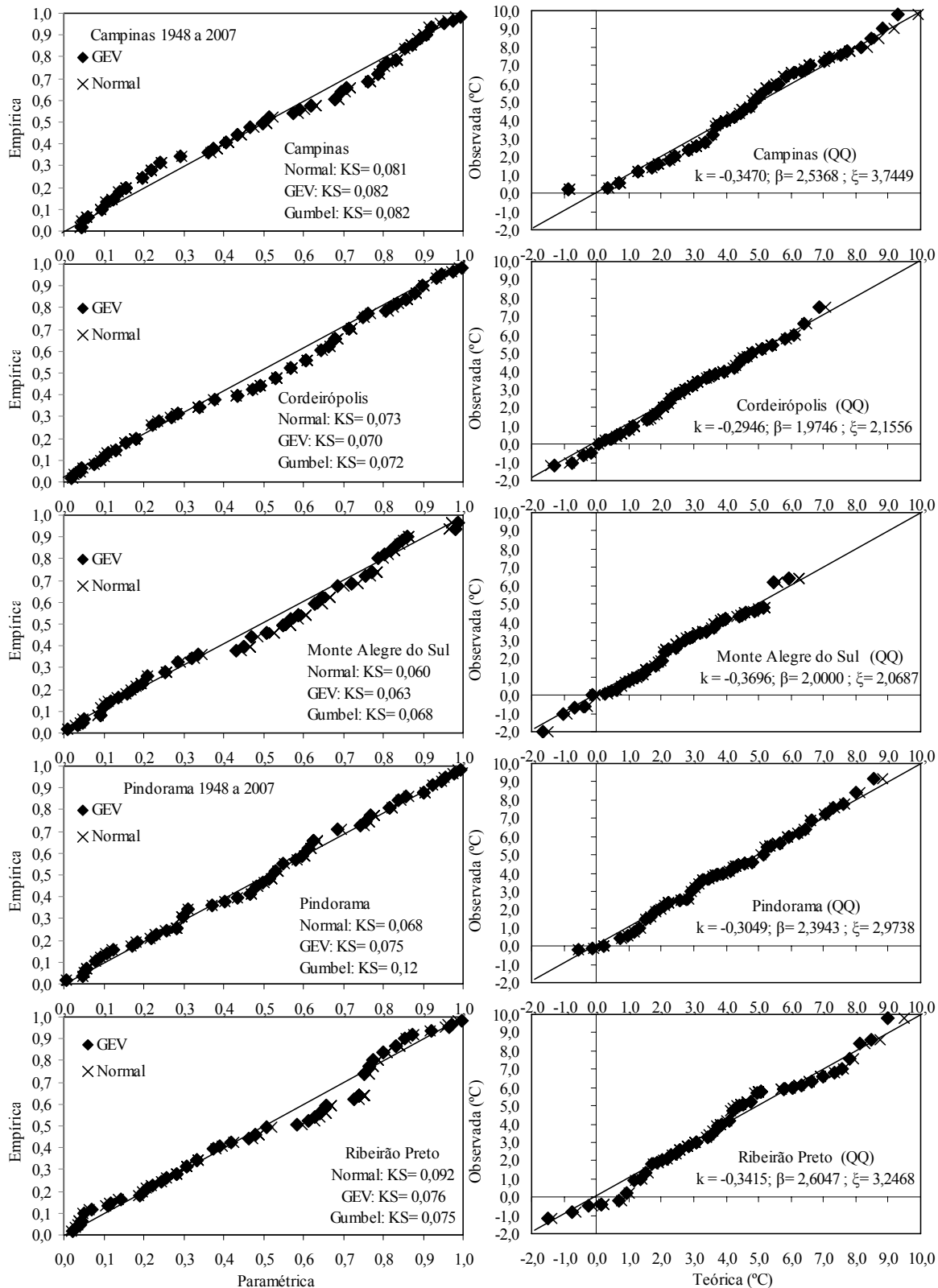


Figura 77 - Gráficos percentil-percentil (PP) e quantil-quantil (QQ) relativos ao ajuste de séries de temperatura mínima absoluta do ar no Estado de São Paulo à distribuição geral de valores extremos (GEV) e a distribuição normal. Os resultados dos testes kolmogorov-Smirnov (KS) para as distribuições normal, gumbel e GEV (com os parâmetros  $k$ ,  $\beta$  e  $\xi$ ) também são ilustrados

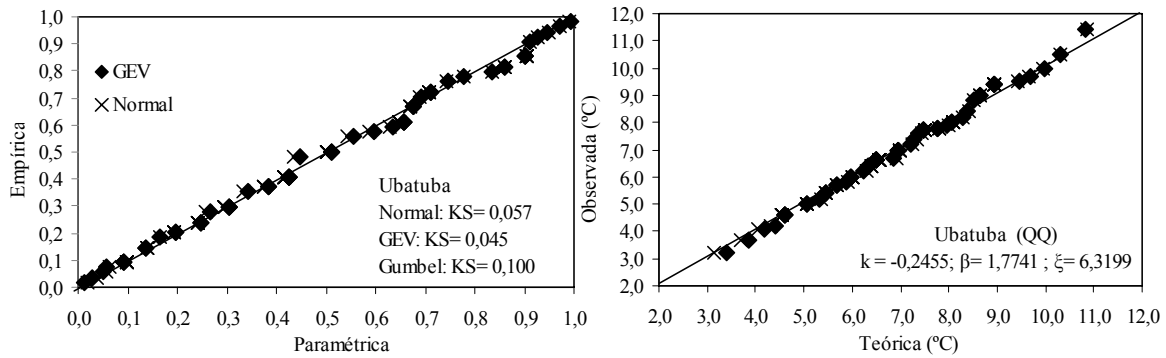


Figura 78 - Gráficos percentil-percentil (PP) e quantil-quantil (QQ) relativos ao ajuste da séries de temperatura mínima absoluta do ar da localidade de Ubatuba no Estado de São Paulo à distribuição geral de valores extremos (GEV) e a distribuição normal. Os resultados dos testes kolmogorov-Smirnov (KS) para as distribuições normal, gumbel e GEV (com os parâmetros  $k$ ,  $\beta$  e  $\xi$ ) também são ilustrados

De forma geral, nas seis localidades, a GEV e a distribuição normal apresentam desempenhos semelhantes ao descreverem as probabilidades associadas aos valores de  $T_{minabs}$ , sendo, especialmente na série de Ubatuba, ligeiramente superiores à Gumbel. Na série de Ribeirão Preto a GEV e a Gumbel mostraram-se, de forma pouco marcante, superiores à normal. Dessa forma, considerando as indicações de Astolpho (2003) para a série de  $T_{minabs}$  de Campinas (1890 a 2000), de Sansigolo (2008) para a localidade de Piracicaba (1917 a 2006), as indicações das Figuras 77 e 78 e a relativa facilidade da estimação da função densidade de probabilidade associada à distribuição normal, em relação à GEV e a Gumbel, recomenda-se o uso da distribuição normal para o ajuste dos valores de  $T_{minabs}$  nas séries do Estado de São Paulo, embora a GEV possa também ser empregada.

É importante ressaltar que as séries de  $T_{minabs}$  utilizadas no estudo são resultantes da coleta de dados oriundos de abrigo meteorológico padrão. Sob o aspecto de geada agrônômica, é interessante estabelecer uma relação entre essa temperatura, padronizada e observada à 1,5 m de altura, e a temperatura da superfície vegetal ou relva. Em outras palavras, é relevante conhecer qual temperatura é registrada em um abrigo meteorológico quando a temperatura foliar atinge um valor danoso à espécie/variedade considerada. Fagnani e Pinto (1981) constataram que em noites de geada, a diferença média entre as temperaturas mínimas do ar, observadas no abrigo meteorológico e na relva, é de 5,6 °C. Com isso, considerando as temperaturas letais de diversas culturas, trabalhos como os de Arruda et al. (1981), Camargo et al. (1993) e Pinto et al. (2000), adotam os limites 2 e 1°C de  $T_{minabs}$  como indicativo de geada agrônômica. Na Tabela 36, por meio do trabalho de Brunini e Camargo (2000), é ilustrada a relação entre a temperatura do abrigo meteorológico e a temperatura de início do dano foliar de algumas culturas.

Tabela 36 - Relação entre temperatura do abrigo meteorológico e temperatura de dano foliar de algumas culturas

Cultura	Temperatura Prejudicial (°C)		Cultura	Temperatura Prejudicial (°C)	
	Abrigo	Folha		Abrigo	Folha
	Banana	5,0		0,0	Citrus
Tomate	5,0	0,0	Café	2,0	-3,5
Girossol	3,5	-2,0	Cana-de-açúcar	2,0	-3,5

Fonte: Brunini e Camargo (2000)

Na Tabela 37, são ilustradas as probabilidades acumuladas de ocorrência dos valores 0,5; 1,0; 1,5; 2,0; 2,5; 3,0; 3,5; 4,0; 4,5 e 5,0°C de T<sub>minabs</sub> nas localidades de Campinas, Cordeirópolis, Monte Alegre do sul, Pindorama, Ribeirão Preto e Ubatuba utilizando a FDPN.

Tabela 37 - Probabilidade acumulada de ocorrência de valores anuais absolutos de temperatura mínima do ar (T<sub>minabs</sub>, °C) em seis localidades do Estado de São Paulo

T <sub>minabs</sub>	Localidades					
	Campinas	Cordeirópolis	Monte Alegre do Sul	Pindorama	Ribeirão Preto	Ubatuba
	Probabilidade Acumulada					
0,5	0,05	0,12	0,13	0,08	0,08	0,00
1,0	0,08	0,18	0,20	0,12	0,11	0,00
1,5	0,11	0,25	0,27	0,17	0,16	0,00
2,0	0,16	0,34	0,37	0,23	0,21	0,00
2,5	0,21	0,43	0,47	0,30	0,27	0,01
3,0	0,27	0,53	0,57	0,37	0,34	0,02
3,5	0,34	0,63	0,67	0,45	0,41	0,03
4,0	0,41	0,72	0,75	0,54	0,49	0,05
4,5	0,49	0,80	0,83	0,62	0,57	0,09
5,0	0,57	0,86	0,89	0,69	0,64	0,14

É evidente, na Tabela 37, o risco climático relativamente elevado, associado à geada agrônômica no Estado de São Paulo. À exceção da localidade litorânea de Ubatuba, a probabilidade de ocorrência de valores iguais ou inferiores à 2°C é, em todas as séries, superior à 15%. Para as localidades de Pindorama e Ribeirão Preto, esse patamar de temperatura pode ocorrer duas vezes a cada dez anos ao passo que nas localidades de Cordeirópolis e Monte Alegre do Sul, essa frequência é superior à 3 ocorrências a cada 10 anos.

#### **4.10 Análise comparativa dos dados absolutos de temperatura do ar**

Comparando as Figuras 73a e 76a, verifica-se que os picos de variância dos sinais temporais das duas variáveis analisadas não ocorrem de forma concomitante. Sob o ponto de vista de investigação científica, essa última característica pode ser vista como uma indicação estatística de que as variabilidades das séries temporais de  $T_{minabs}$  e de  $T_{maxabs}$  são influenciadas de forma diferenciada pelas forçantes moduladoras do clima das regiões analisadas.

Sob o ponto de vista de alterações climáticas, apenas a série de  $T_{minabs}$  da localidade de Ubatuba apresentou tendência de elevação em seus dados. Nesse ponto, é interessante citar as afirmações de Vincent et al. (2005) que indicam que as maiores tendências de elevação, nas séries de temperatura do ar utilizadas por esses autores, foram observadas nas costas leste e oeste da América do Sul.

Para as demais localidades, ressaltam-se as indicações de significativas tendências de elevação em séries anuais de temperatura média máxima e, especialmente, média mínima do ar no Estado de São Paulo. Contudo, assim como observado por Sansigolo (2008) para a localidade de Piracicaba, essa última característica de elevação não foi significativa na intensidade dos eventos absolutos de temperatura do ar (à exceção da série de  $T_{minabs}$  de Ubatuba). Em outras palavras, infere-se que a influência das forçantes radioativas (escala global ou local) responsável pelas alterações climáticas detectadas nas escalas anual e mensal, ainda não é significativamente observada nas séries de valores absolutos de temperatura do ar. Ressalte-se que, conforme Sansigolo (2008), essa última afirmação é relativa à intensidade dos eventos extremos e não às suas frequências de ocorrência.



## 5 CONCLUSÕES

Considerando as escalas mensal e anual, entre as três variáveis meteorológicas analisadas, nos dados de temperatura mínima do ar encontram-se as maiores taxas de elevação que, por sua vez, indicam fortes indícios de tendências climáticas presentes nessas séries temporais. Especificamente para escala anual dessa última variável, mesmo quando adotado o período comum de análise de 1948 a 2007, são verificadas diferentes significâncias e datas iniciais dessas elevações nas distintas localidades do Estado de São Paulo. Essa característica indica provável influência de forçantes de escala local na variabilidade temporal desses dados pertencentes ao Estado de São Paulo. As séries de temperatura mínima mensal das localidades de Campinas, Cordeirópolis, Ribeirão Preto e, especialmente, Ubatuba, apresentam fortes indícios de tendências e variações climáticas. Nas séries de Monte Alegre do Sul e Pindorama tais indícios são observados de forma pouco significativa.

Sob o ponto de vista temporal, verificam-se também diferentes graus de alterações entre os distintos agrupamentos mensais. Nesse sentido, o mês de setembro, parece ser o menos afetado por tendências ou variações climáticas. Características opostas são observadas entre os meses de novembro a abril. De forma geral esse último agrupamento mensal contém, em todas as localidades analisadas, os maiores indícios de alterações de ordem climática no seqüenciamento temporal dos valores de temperatura mínima mensal. À exceção da série de Ubatuba, essas mudanças detectadas no mês de abril tiveram seu início aproximado no ano de 1982.

As séries compostas pelas médias anuais de temperatura máxima do ar apresentam baixa significância quanto à indícios de alterações climáticas. Considerando os últimos 60 anos, apenas as localidades de Piracicaba e Ubatuba apresentaram marcantes indícios de elevação nessas séries anuais. As alterações de ordem climática observadas nas séries mensais dessa última variável são, de forma geral, consideravelmente inferiores às observadas nas séries mensais de temperatura mínima. Na localidade de Ubatuba foram verificadas as alterações mais significativas entre todas as localidades analisadas. Novamente, o mês de abril, foi o agrupamento mais sujeito a elevações no regime de temperatura do ar. Essas alterações ocorrem com considerável concomitância no início da década de 1980, em todas as séries de temperatura máxima investigadas. Nas localidades em que a disponibilidade de dados permitiu a adoção do período comum de 1948 a 2007, o teste de Pettitt sempre indicou os anos de 1983/84, como data inicial da alteração nos

valores desse elemento meteorológico. Dessa forma, pode-se inferir que nos meses de abril são observados os maiores indícios de alterações de ordem climática nas séries de temperatura mensal analisadas. Ressalta-se que essa mudança nos padrões desse elemento meteorológico apresenta considerável coerência temporal e espacial entre todas as localidades do Estado de São Paulo. Essa característica pode ser um indicativo da presença de forçantes radioativas de escala global na variabilidade temporal da temperatura do ar do Estado de São Paulo.

Ainda para as séries mensais de Temperatura máxima, notou-se, nos agrupamentos mensais de setembro, características opostas às de abril, com considerável deslocamento à esquerda das probabilidades de ocorrência associadas aos valores amostrais dos últimos 30 anos. Essa última característica também foi observada para as séries de temperatura mínima. Com isso, pode-se também indicar que as séries de temperatura do ar (máxima e mínima), relativas ao mês de setembro, parecem ser as menos afetadas por tendências ou variações de ordem climática.

A principal característica das séries anuais e mensais de precipitação pluvial analisadas é a elevada variabilidade temporal. Nesse aspecto, a interpretação dos termos elevação/queda voltados à esse elemento meteorológico é bastante difícil, uma vez que em um mesmo sub-período de determinada série temporal pode ser observado aumento na probabilidade de ocorrência nos dois extremos, superior e inferior, das distribuições associadas aos dados de PRE. Apesar dessa dificuldade verificaram-se, nas localidades situadas fora da faixa litorânea do Estado, deslocamentos à direita das curvas de probabilidades associadas aos anos mais recentes das séries utilizadas. Essa elevação no regime de PRE deve-se especialmente ao mês de maio. Nos dados anuais e mensais de PRE, relativos à localidade de Ubatuba, são observadas características opostas às verificadas nas demais séries do estudo com deslocamento a esquerda das funções densidade de probabilidade, relativas aos últimos 36 anos.

A função densidade de probabilidade associada à distribuição normal pode ser utilizada na descrição analítica das series anuais de PRE e mensais e anuais de Tmax e Tmin no Estado de São Paulo. Os dados mensais de PRE podem ser ajustados à distribuição gama.

Na escala de valores absolutos, foram verificadas tendências de elevação apenas nas séries de precipitação máxima absoluta da localidade de Pindorama e de temperatura mínima absoluta de Ubatuba. A função associada à distribuição geral dos valores extremos pode ser utilizada na



estimação da probabilidade de ocorrências das três variáveis absolutas. Os dados de temperatura mínima absoluta também podem ser caracterizados pela distribuição normal.

Os métodos empregados não permitiram estabelecer relação conclusiva entre o sinal do fenômeno El Niño/Oscilação Sul e a variabilidade temporal dos dados de precipitação pluvial e de temperatura do ar do Estado de São Paulo. Nenhuma das séries analisadas evidenciou marcantes periodicidades em seus dados. Contudo os maiores picos de potencias dos dados mensais e absolutos de temperatura máxima foram coincidentes com os eventos de seca mais severos já registrados na literatura científica do Estado. A não concomitância dos picos de variância dos dados de temperatura máxima e mínima, aliada as diferentes variabilidades observadas nessas séries temporais, nas distintas localidades utilizadas, permite inferir que os extremos superiores e inferiores desse elemento meteorológico, são influenciados de forma diferenciada pelas forçantes moduladoras do clima do Estado de São Paulo.



## REFERÊNCIAS

- 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. **Journal of Geophysical Research**, Washington, v.111, D05109, 2006.
- ANDREOLI, R.V.; KAYANO, M.T. ENSO-related rainfall anomalies in South America and associated circulation features during warm and cold Pacific decadal oscillation regimes. **International Journal of Climatology**, West Sussex, v.25, n.15, p. 2071-2030, 2005.
- ARRUDA, H.V.; PINTO, H.S.; PENTEADO, R.S. Modelos probabilísticos para a interpretação de temperaturas mínimas na região de Campinas, SP. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOROLOGIA, 2., 1981, Pelotas. **Anais...** Pelotas: CBAGRO, 1981. p.143-145.
- ASSIS, F, N.;ARRUDA, H.V.; PEREIRA, A.R..**Aplicações de estatística à climatologia**, Pelotas: Universitária, 1996. p.161
- ASSIS, J.P.; NETO, D.D.; MANFRON, P.A.; MARTIN, G.S.; SPAROVEK, G.; TIMM, L.C. Ajuste de séries históricas de temperatura e radiação solar global diária às funções densidade de probabilidade normal e log-normal, em Piracicaba-SP. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Santa Maria, v.12, n.1, p.113-121, 2004.
- ASTOLPHO, F. **Estimativa e mapeamento de probabilidades de ocorrência de temperaturas mínimas absolutas do ar adversas à agricultura paulista**, 2003. 99p. Dissertação (Mestrado em Agricultura Tropical e Sub-tropical) – Instituto Agrônomo, Campinas – SP.
- BACK, A.J. Aplicação de análise estatística para identificação de tendências climáticas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.36, p.717-726, 2001.
- BAYAZIT, M.; ONOZ, B. To prewhiten or not prewhiten in trend analysis? **Hydrologic Science Journal**, Wallingford, v.52, n.4, p. 611-624, 2007.
- BEN-GAI, T.; BITTAN, A.; MANES, A.; ALPERT, P.; RUBIN, S. Spatial and temporal changes in rainfall frequency distribution patterns in Israel. **Theoretical and Applied Climatology**, Wien, v.61, p. 177-190, 1998.

BLAIN, G.C. **Avaliação e adaptação do Índice de Severidade de Seca de Palmer (PDSI) e do Índice Padronizado de Precipitação (SPI) às condições climáticas do Estado de São Paulo**, 2005. 120p. Dissertação (Mestrado em Agricultura Tropical e Sub-tropical) – Instituto Agronômico, Campinas, 2005.

BLAIN, G.C.; BRUNINI, O. Avaliação e adaptação do índice de severidade de seca de Palmer (PDSI) e do Índice Padronizado de Precipitação (SPI) às condições climáticas do Estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, v.64, n.4, p. 605-705, 2005.

BLAIN, G.C.; BRUNINI, O. Análise comparativa dos índices de seca de Palmer, Palmer adaptado e Índice Padronizado de Precipitação no Estado de São Paulo. **Revista Brasileira de Meteorologia**, Santa Maria, v.22, n.1, p. 105-111, 2007.

BLAIN, G.C.; PIEDADE, S.M.S.; CAMARGO, M.B.P.; GIAROLLA, A. Distribuição temporal da precipitação pluvial mensal observada no Posto Meteorológico do Instituto Agronômico, em Campinas, SP. **Bragantia**, Campinas, v. 66, n.2, p. 347-355, 2007.

BLAIN, G.C.; KAYANO, M.T.; SENTELHAS, P.C.; LULU, J. Variabilidade amostral das séries mensais de precipitação pluvial na região de Campinas, São Paulo, Brasil (1890 a 2006). In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 15., 2008, São Paulo. **Anais...** São Paulo: SBMET, 2008. 1 CD-ROM.

BROWN, M.B.; FORSYTHE, A.B. Robust tests for the equality of variances. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, v.69, n.346, p.364-367, 1974.

BRUNETTI, M.; MAUGERI, M.; NANNI, T. Changes in total precipitation, rainy days and extreme events in northeastern Italy, **International Journal of Climatology**, Bracknell, v, 21, p.861-871, 2001.

BRUNINI, O.; CAMARGO, M. B. P. **Methodologies for assessing and quantifying drought and frost risks in Brazil**. Actas de la reunión de expertos de las asociaciones regionales III y IV sobre fenómenos agrometeorológicos adversos. 12-14 de julio de 1999, Caracas, Venezuela. Organización Meteorológica Mundial, Ginebra, Suiza, p.31-43, 2000.

CAMARGO, M.B.P.; PEDRO JUNIOR, M.J.; ALFONSI, R.R.; ORTOLANI, A.A.; BRUNINI, O. Probabilidades de ocorrência de temperaturas mínimas absolutas mensal e anual no Estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, v. 52, n. 2, p.161-168, 1993.

CAMPOS, H. **Estatística experimental não paramétrica**, Piracicaba, ESALQ, 1979. 343 p.

CUNHA, G.R.; DALMAGO, G.A.; ESTEFANEL, V. Enso influences on wheat crop in Brazil. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Santa Maria, v.7, n.1, p.127-138, 1999.

CUNHA, G.R.; DALMAGO, G.A.; ESTEFANEL, V. PASINATO, A.; MOREIRA, M.B. El Niño – Oscilação do Sul e seus impactos sobre a cultura de cevada no Brasil. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Santa Maria, v.9, n.1, p.137-145, 2001.

DALE, R.F. **Applied climatology**. West Laffayette, Indiana: Purdue University,, 1968. 125p.

DAUBECHIES, I.; The wavelet transform time-frequency localization and signal analysis, **IEEE Transactions Information Theory**, Barcelona, v. 36, p. 961–1004, 1990.

DUFEK, A.S.; AMBRIZZI, T. Variabilidade climática da temperatura no Estado de São Paulo. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 14., 2006, Florianópolis. **Anais...** Florianópolis: SBMET, 2006. 1 CD-ROM.

FAGNANI, M.A.; PINTO, H.S. Simulação de temperaturas de folhas de cafeeiros em noites sujeitas a geadas de irradiação. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOROLOGIA, 2., 1981. Pelotas. **Anais...** Pelotas: SBAGRO, 1981. p. 139-142.

FREI, C.; SCHAR, C. Detection probability of trends in rare events: Theory and application to heavy precipitation in the Alpine region. **Journal of Climate**, Washington, v. 14, p. 1568-1584, 2000.

FREITAS, E.D.; DA SILVA DIAS, P.L.; Alguns efeitos de áreas urbanas na geração de uma ilha de calor, **Revista Brasileira de Meteorologia**, São Paulo, v, 20, n, 3, p, 355-366, 2005.

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: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 9., 1996, Campos do Jordão, SP. **Anais...** Campos do Jordão: SBMET, 1996b. v.2, p.1113-1117 .

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: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 9., 1996, Campos do Jordão, SP. **Anais...** Campos do Jordão: SBMET, 1996a. v.2, p.1098-1102 .

GRINSTED, A.; MOORE, J.C.; JEVREJEVA, S. Application of the cross wavelet transform and wavelet coherence to geophysical time series, **Nonlinear processes in geophysics**, Göttingen, v.11, p. 561-566, 2004.

GUEDES, R.L.; ANDREOLI, R.V.; KAYANO, M.T.; OYAMA, M. D.; ALVES, M. A. S. Série temporal de precipitação mensal de Fortaleza, Brasil: Comparação entre observações e dados de reanálise do NCEP/NCAR, **Revista Brasileira de Meteorologia**, São José dos Campos, v.20, n. 1 p.83-92, 2005.

HAMED, K.H.; RAO, A.R.; A modified Mann-Kendall trend test for auto-correlated data. **Journal of Hydrologic**, West Lafayette, 204, p. 182-196, 1998.

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. **Journal of Climate**, Washington, v. 19, p. 1490-1512, 2006.

HIRSCH, R.M.; SLACK J.R.; SMITH, R.A. Techniques of trend analysis for monthly water quality data. **Water Resources Research**, Washington, v. 18, p. 107-121, 1982.

HIRSCH, R.M.; SLACK, J.R. A nonparametric trend test for seasonal data with serial dependence, **Water Resources Research**, Washington, v. 20, p.727-732, 1984.

HOEL, P.G. **Estatística Elementar**, São Paulo: Editora Fundo de Cultura, 1968. 311p.

ICHINOSE, T.; SHIMODOZONO, K.; HANAKI, K. Impact of anthropogenic heat on urban climate in Tokyo, **Atmospheric Environment**, v.33, p.3897-3909, 1999.

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, JT, (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, JT, (Ed.), Cambridge University Press, 2007.

JURAS, J. Some common features of probability distributions for precipitation, **Theoretical and Applied Climatology**, Wien v, 49, p, 69-76, ano.

KARL, T.R.; NICHOLLS, N.; GHAZI, A. 1999. CLIVAR:GCOS:WMO workshop on indices and indicators for climate extremes. **Climatic Change** Washington, v. 42, p.3–7, 1999.

KATZ, R.W. Statistical evaluation of climate experiments with general circulation models: a parametric time series modeling approach. **Journal of Atmospheric Science**, Boston, v.39, p. 1446-1455, 1982.

KAYANO, M.T.; ANDREOLI, R.V. Relations of South American summer rainfall interannual variations with the Pacific Decadal Oscillation, **International Journal of Climatology**, West Sussex, v.27, n.4, p.531-540, 2007.

KAYANO, M.T.; BLAIN, G. C. Análisis de ondeletas de series mensuales de precipitación, temperaturas máximas y mínimas mensuales en Campinas. In: CONGRESO VENEZOLANO DE AGROMETEOROLOGIA, 4., 2007. Maracay, **Anais...** Maracay: SVAGRO, 2007. 1CD-ROM.

KENDALL, M.A.; STUART, A. **The advanced theory of statistics**. 2<sup>nd</sup> ed. London: Charles Griffin & Company , 1967 v.2 690p.

KHESHGI, H.S.; WHITE, B.S. Testing distributed parameter hypotheses for the detection of climate change. **Journal of Climate**, Washington, v.14, p. 3464-3481, 2001.

LETTENMAIER, D.P.; WOOD, E.F.; WALLIS, J.R. Hydro-climatological trends in the continental United States, 1948-88, **Journal of Climate**, Washington, v. 7, p. 586–607, 1994.

LEVENE, H. In **Contributions to probability and statistics**: essays in honor of Harold Hotelling, OLKIN, I. (Ed.). Stanford University Press, 1960. p. 278-292.

LOMBARDO , M.A. **Ilha de calor da metrópole paulistana, São Paulo**. 1984. 210p. Tese (Doutorado) - Departamento de Geografia da Faculdade de Filosofia, Letras e Ciências Humanas da Universidade de São Paulo, São Paulo, 1984.

MADSEN, H.; RASMUSSEN, P.F.; ROSBJERG, D. Comparison of annual maximum series and partial duration series methods for modeling extreme hydrologic events 1. At-Site Modeling, **Water Resource Research**, Washington, v.33, n.4, p.747–757, 1997.

MANN, H.B. Non-parametric tests against trend, **Econometrica**, Nova York, v. 13, p. 245-259, 1945.

MANTON, M.J.; DELLA-MARTA, P.M.; HAYLOCK, M.R.; HENNESSY, K.J.; NICHOLLS, N.; CHAMBERS, L.E.; COLLINS, D.A.; DAW, G.; FINET, A.; GUNAWAN, D.; INAPE, K.; ISOBE, H.; KESTIN, T. S.; LEFALE, P.; LEYU, C. H.; LWIN, T.; MAITREPIERRE, L.; OUPRASITWONG, N.; PAGE, C.M.; PAHALAD, J.; PLUMMER, N.; SALINGER, M.J.; SUPPIAH, R.; TRAN, V.L.; TREWIN, B.; TIBIG, I.; YEE, D. Trends in extreme daily rainfall and temperature in Southeast Asia and the South Pacific: 1961-1998. **International Journal of Climatology**, Bracknell, v.21, p.269-284, 2001.

MANTUA, N.J.; HARE, S.R.; ZHANG, Y.; WALLACE, J.M.; FRANCIS, R.C. A Pacific interdecadal climate oscillation with impacts on salmon production, **Bulletin of the American Meteorological Society**, Boston, v.6, n.78, p.1069-1079, 1997.

MARENGO, J.; NOBRE, C.; RAIGOZA, D.; VALVERDE, M.; PISNITCHENKO, I.A.; OLIVEIRA, J.C.M. **Boletim do Projeto**: uso de cenários de mudanças climáticas regionais em estudos de vulnerabilidade e adaptação no Brasil e na América do Sul (GOF-UK-CPTEC), 2007. Disponível em: <[www.cptec.inpe.br/mudancas\\_climaticas](http://www.cptec.inpe.br/mudancas_climaticas)>. Acesso em: 1 nov. 2008.

MELLO, M.H.; ALFONSI, R.R.; CAMARGO, M.B.P. Oscilações sul e o regime pluvial numa localidade do sudeste brasileiro. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOROLOGIA, 11., 1999. Florianópolis. **Anais...** Florianópolis: SBAGRO/ EPAGRI, 1999a. 1CD-ROM.

MELLO, M.H.; CAMARGO, M.B.P.; ALFONSI, R.R. Contribuição ao estudo dos efeitos das oscilações sul no comportamento térmico, em localidades tropicais. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOROLOGIA, 11., 1999, Florianópolis. **Anais...** Florianópolis: SBAGRO/ EPAGRI, 1999a. 1CD-ROM.

MINUZZI, R.B.; SEDIYAMA, G.C.; COSTA, J.M.N.; VIANELLO, R.L.; Influência da La Niña na estação chuvosa da Região Sudeste. **Revista Brasileira de Meteorologia**, São José dos Campos, v.22, n. 3, p.345-353, 2007.

MORAIS, A.R.; BOTELHO, AV.A.; CARVALHO, L.G.; MUNIZ, J.A.; LAGE, G. Estimativa da precipitação provável em Lavras (MG) através da distribuição gama, **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Santa Maria, v.9, n 2, p,305-310, 2001.

MORETIIN, P.A. **Ondas e Ondaletas**: Da análise de Fourier à análise de ondaletas. São Paulo: Edusp, 1999. 276 p.

MORETTIN, P.L.; BUSSAB, W.O. **Estatística básica**. 5<sup>th</sup> Ed. São Paulo: Saraiva, 2003. 526 p.



MORETTIN, P.L.; TOLOI, C.M. C. **Análises de séries temporais**, 2<sup>nd</sup> ed. São Paulo: Edgard Blucher, 2006. 531p.

MORTATTI, J.; BORTOLETTO Jr., M. J.; MILDE, L. C.E.; PROSBST, J. Hidrologias dos rios Tietê e Piracicaba: Séries temporais de vazão e hidrogramas de cheia. **Revista Ciência e Tecnológica**, Piracicaba, v.12, n.23, p.55-67, 2004.

NADARAJAH, S.; CHOI, D. Maximum daily rainfall in South Korea. **Journal of Earth System Science**, Nova Deli, v.116, n.4, p. 311-320, 2007.

NAKKEN, M. Wavelet analysis of rainfall-runoff variability isolating climatic from anthropogenic patterns. **Environmental Modelling & Software**, Camberra, v. 14, p. 283-295, 1998.

NIEUWSTADT, F.T.M.; DUYNKERKE, P.G. Turbulence in the atmospheric boundary layer, **Atmospheric Research**, Aubière. v.40, p. 111-142, 1996.

NUNES, L.H.; CALBETE, N.O. Variabilidade pluviométrica no Vale do Paraíba Paulista. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 11., 2000. Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro:SBMET, 2000. p. 3987-3994.

OKE, T.R. **BOUNDARY LAYER CLIMATES**, 2<sup>nd</sup> ed. London: Nova York: Routledge, 1987. p.435.

OLIVEIRA, A.P. **Investigação da Camada Limite Planetária na região de Iperó**. 2003. 116p. Dissertação (Livre Docência) –Instituto de Astronomia, Geofísica e Ciências Atmosféricas Universidade de São Paulo, São Paulo, 2003.

ORGANIZAÇÃO METEOROLÓGICA MUNDIAL. **Climatic Change**. World Meteorological Organization Geneve, 1966. 79p. (WMO, 195; TP, 100; Technical note, 79).

ORGANIZAÇÃO METEOROLÓGICA MUNDIAL: **A note on climatological normals**. World Meteorological Organization Geneve, 1967. 19p. (WMO, 208; TP, 108; Technical note, 84).

PANOFSKY, H.A.; BRIERG, W. **Some applications of statistics to meteorology**, Pennsylvania: Pennsylvania State University, 1968. 224p.

PETTITT, A.N. A non-parametric approach to the change-point problem. **Applied Statistic**, London, v.28, n. 2, p.126-135, 1979.

PINTO, H.S.; ZULLO JUNIOR, J.; BRUNINI, O.; ALFONSI, R.R.; CAMARGO, M.B.P.; CORAL, G.; BARBANO, M.T. Um modelo para estimativa de danos causados por geadas em cafezais. In: SIMPÓSIO DE PESQUISA DOS CAFÉS DO BRASIL. 1., 2000, Poços de Caldas. **Resumos Expandidos...** Poços de Caldas: EMBRAPA Café, 2000. p.120-122.

PINTO, H.S.; ASSAD, E.D.; ZULLO JR., J.; EVANGELISTA, S.R.M.; MACEDO JR., C.; PELLEGRINO, G.Q.; OTAVIAN, A.F.; COLTRI, P.P.; ÁVILA, A.M.H.; CORAL, G.; EVANGELISTA, B. A. Aquecimento global e a nova geografia da produção agrícola no Brasil. **EMBRAPA/Unicamp**. Campinas, ago., 2008. 81p.

REBOITA, M.S. **Elementos da variabilidade climática no extremo sul do brasil, no período de 1990 a 2001**, 2004. 211p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Oceânica) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Rio Grande, 2004.

RICHARDS, G. R. Change in global Temperature: A statistical analysis, **Journal of Climate**, Washington, v.6, p. 556-559, 1993.

ROPELEWSKY C.F.; HALPERT, M.S. Global and regional scale precipitation patterns associated with the El Niño Southern Oscillation. **Monthly Weather Review**, Boston, v.115, n.1, p.1606-1626, 1987.

ROPELEWSKY C.F.; HALPERT, M.S. Precipitation patterns associated with the high index phase of the Southern Oscillation. **Journal of Climate**, Washington, v.2, p.268-284, 1989.

ROPELEWSKI, C.F.; HALPERT, M.S. Quantifying Southern-Oscillation precipitation relationships. **Journal of Climate**, Washington, v.9, p.1043-1059, 1996.

SANSIGOLO, C.S.; NERY, J.T. Distribuição de extremos de temperatura mínima no Estado do Paraná, **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Santa Maria, v.8, n.2, p.247-253, 2000.

SANSIGOLO, C.A. Distribuições de extremos de precipitação diária, temperatura máxima e mínima e velocidade do vento em Piracicaba, SP (1917-2006), **Revista Brasileira de Meteorologia**, São José dos Campos, v.23, n.3, p.341-346, 2008.

SCHICKEDANZ, P.T.; KRAUSE, G.F.; A test for the scale parameters of two gamma distributions using the generalized likelihood ratio. **Journal of applied meteorology**, Boston, v. 9, p.13-16, 1969.

THOM, H.C.S. **Some methods of climatological analysis**. Geneva; World Meteorological Organization, 1966. 53p. (WMO, 199; TP, 103; Technical note, 81).

TORRENCE, C.; COMPO, Y.G.P. A Practical guide to wavelet analysis. **Bulletins of American Meteorological Society**, Boston, v.79, p.61-78, 1998.

TORRENCE, C.; WEBSTER, P. Interdecadal changes in the ENSO-monsoon system, **Journal of Climate**, Washington, v.12, p.2679 – 2690, 1999.

VICTORIA, R.L.; MARTINELLI, L.A.; MORAES, J.M.; BALLESTER, M.V.; KRUSCHE, A.V.; PELLEGRINO, G.P.; ALMEIDA, R.M.B.; RICHEY, J.E. Surface air temperature variations in the Amazon Region and Its borders during this century. **Journal of Climate**, Washington, v.11, n.5, p. 1105–1110, 1998.

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. **Journal of Climate**, Washington, v.18, p.5011-5023, 2005.

VOITURIEZ, B.; JACQUES, G. **El Niño Fact and Fiction**. Paris: United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization, 2000. 128p.

VON STORCH, H.; ZWIRNS, F.W. **Statistical analysis in climate research**. Cambridge: Cambridge University Press, 1999. 494p.

WILHITE, D.A. **Drought : A global assessment**. Nebraska: Routledge, 2000. 304p.

WILKS, D.S. Comparison of three-parameter probability distributions for representing annual extreme and partial duration precipitation series. **Water Resource Research**, Washington, v.29, n.10, p.3543–3549, 1993.

WILKS, D.S. **Statistical methods in the atmospheric sciences**. San Diego: Academic Press, 1995. 467p.

WILKS, D.S. **Statistical methods in the atmospheric sciences**. 2<sup>nd</sup> ed., San Diego: Academic Press, 2006. 629p.

ZHANG, Y.; WALLACE, J.M.; BATTISTI, D. ENSO-like interdecadal variability: 1900-93, **Journal of Climate**, Washington, v.5, n.10 p.1004-1020, 1997.

ZHANG, Y.; NORRIS, J.; WALLACE, J.M. Seasonality of large-scale atmosphere-ocean interaction over the North Pacific **Journal of Climate**, Washington, v.11, n.10, p.2473-2481, 1998.

ZULLO JR., J.; PINTO, H.S.; ASSAD, E.D. Impact assessment study of climate change on agricultural zoning, **Meteorological Applications**, v.13, p. 69-80 Cambridge University Press, 2006 doi:10.1017/S135048270600257X

---

# Livros Grátis

( <http://www.livrosgratis.com.br> )

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)  
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)  
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)  
[Baixar livros de Matemática](#)  
[Baixar livros de Medicina](#)  
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)  
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)  
[Baixar livros de Meteorologia](#)  
[Baixar Monografias e TCC](#)  
[Baixar livros Multidisciplinar](#)  
[Baixar livros de Música](#)  
[Baixar livros de Psicologia](#)  
[Baixar livros de Química](#)  
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)  
[Baixar livros de Serviço Social](#)  
[Baixar livros de Sociologia](#)  
[Baixar livros de Teologia](#)  
[Baixar livros de Trabalho](#)  
[Baixar livros de Turismo](#)