

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM SANEAMENTO,
MEIO AMBIENTE E RECURSOS HÍDRICOS

**CARACTERIZAÇÃO ESPAÇO-TEMPORAL DE
SECAS UTILIZANDO ONDALETAS E O
STANDARDIZED PRECIPITATION INDEX:
UMA APLICAÇÃO PARA A PARCELA MINEIRA DA
BACIA DO RIO SÃO FRANCISCO**

Marcus Suassuna Santos

Belo Horizonte

2011

CARACTERIZAÇÃO ESPAÇO-TEMPORAL DE SECAS
UTILIZANDO ONDALETAS E O STANDARDIZED
PRECIPITATION INDEX:

UMA APLICAÇÃO PARA A PARCELA MINEIRA DA BACIA DO
RIO SÃO FRANCISCO

Marcus Suassuna Santos

Marcus Suassuna Santos

**CARACTERIZAÇÃO ESPAÇO-TEMPORAL DE
SECAS UTILIZANDO ONDALETAS E O
STANDARDIZED PRECIPITATION INDEX: UMA
APLICAÇÃO PARA A PARCELA MINEIRA DA BACIA DO
RIO SÃO FRANCISCO**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-graduação em Saneamento, Meio Ambiente e Recursos Hídricos da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Saneamento, Meio Ambiente e Recursos Hídricos.

Área de concentração: Recursos Hídricos

Linha de pesquisa: Modelagem de Processos Hidrológicos

Orientador: Wilson dos Santos Fernandes

Co-orientador: Éber José de Andrade Pinto

Belo Horizonte
Escola de Engenharia da UFMG

2011

Página com as assinaturas dos membros da banca examinadora, fornecida pelo Colegiado do Programa

AGRADECIMENTOS

Em primeiro, a Deus por dar sentido a nossas conquistas. Que sempre nos guie em direção daquilo que é bom e que renda bons frutos.

Em segundo, a minha esposa Andrea Beatriz. Sem ela não haveria tido a coragem de encarar o desafio e retornar à academia com imenso entusiasmo. Recebendo sua força fui capaz de me dedicar em período integral e caminhar com meus estudos na certeza de um colo amoroso e incentivo. Com seu suporte, amplio meus horizontes, “ando sem os pés no chão”.

A meus pais, que compreenderam minha necessidade e foram só incentivo quando apresentei minha decisão de deixar meu emprego e fazer o mestrado. Mais uma vez, me possibilitaram paz de espírito para me lançar a esse desafio. A meus irmãos, dos quais recebi também conforto e incentivo para entrar em mais uma aventura. Agradeço ainda a Isabela, que sempre coloca alegria em meus pensamentos.

A meu orientador Wilson, pelo entusiasmo e dedicação a este projeto. Sua confiança em meu trabalho motivou a minha, fazendo com que não temesse enveredar por terrenos menos seguros. Ao meu co-orientador Éber, também pelo entusiasmo, atenção constante ao longo do processo e pelas sempre frutíferas sugestões.

Um agradecimento especial ao professor Mauro Naghettini que nunca se furtou a oferecer apoio nos momentos de dificuldade e, em troca, quando eu oferecia problemas, me devolvia ânimo. Aos professores do SMARH, em especial a Priscilla Moura, Nilo Nascimento, Mário Cicarelli e Rafael Palmier, que nunca negaram auxílio nos momentos em que solicitei.

Agradeço, pelo apoio financeiro, a Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes). Aos servidores do SMARH, em especial a Iara que mesmo com todas as dificuldades, sempre se mostrou atenta às minhas necessidades.

Aos colegas que sempre me ofereceram oportunidades de reflexão, além de terem sido extremamente solícitos ao oferecerem ajuda quando muitas vezes precisei. Em especial ao amigo Vítor Queiroz e sua família, que me acolheram quando precisei. Aos amigos que sempre me ajudaram, ainda que distantes e, mesmo que sem saber, me ofereceram conforto e tranquilidade de saber que nunca estive sozinho nesse processo.

RESUMO

A pesquisa desenvolvida tem foco na análise espaço-temporal das secas, baseada em informações de chuvas. Para a obtenção das séries históricas representativas das secas e estudo espacial do fenômeno, foi empregada a análise regional de precipitações com momentos-L, além do índice de seca *Standardized Precipitation Index (SPI)*. Para a análise de séries temporais de secas foi utilizada a transformada de ondaletas, uma alternativa à transformada de Fourier, a qual permite identificar periodicidades nas séries além de localizar variações dessas periodicidades ao longo do tempo. Procurou-se ainda investigar possíveis influências dos fenômenos *El Niño* Oscilação Sul (ENOS), por meio do Índice Oceânico Niño (ION) e do Índice de Oscilação Sul (IOS), e do fenômeno da Oscilação Decenal do Pacífico (ODP) sobre os índices de secas obtidos.

Foi proposto incorporar a análise regional de frequência no cálculo das séries de *SPI*, com vistas a contribuir com a superação da crítica de que, para esse cálculo, longos registros históricos de chuvas são necessários, além de considerar apenas a possibilidade de uso da distribuição de probabilidades Gama. Reforça-se a necessidade de, no cálculo do *SPI*, considerar outras possibilidades além dessa distribuição e a análise local de frequências, uma vez que valores extremos de chuvas eventualmente distorcem significativamente as estimativas do índice. Além disso, a análise regional de frequência permitiu definir regiões estatisticamente homogêneas, as quais apresentaram abrangência geográfica inversamente proporcional aos totais precipitados médios anuais.

Para a análise de séries temporais o uso da transformada de ondaletas não detectou aumento da frequência de ocorrência de secas na área de estudo nos últimos anos. Além disso, não possibilitou fazer uma conexão clara entre as secas na região de estudo e os índices climáticos IOS, ION e ODP. Ainda assim, de alguma forma, percebeu-se que esses fenômenos de grande escala influenciam a intensidade das secas em escala local, uma vez que foi persistente a observação das secas mais extremas na região em fase fria de ENOS e ODP, corroborando a tese de que extremos climáticos são mais intensos na América do Sul quando o ENOS e ODP estão em fase.

ABSTRACT

This research is focused on space-time analysis of droughts, based on rainfall data. In order to obtain time series of droughts, the Standardized Precipitation Index (SPI), a rainfall based drought index was used. The spatial analysis of the phenomenon was based on the regional analysis with L-moments. For the time series studies, the continuous wavelet transform was used. This technique shows up as an alternative to Fourier analysis, to identify periodicities in time series and to find variations of these frequencies over time. Also was sought to investigate possible influences of El Niño Southern Oscillation (ENSO) and Pacific Decadal Oscillation (PDO) on the time series of drought index obtained.

It was proposed to incorporate the regional frequency analysis with L-moments for the calculation of the SPI, in order to overcome the necessity of long historical records of rainfall data in order to obtain a good estimative of the SPIs time series. Also a variety of probability distribution functions were tested, besides Gama. In addition, the regional frequency analysis came to define statistically homogeneous, which in general are spread over large areas whose sizes are inversely proportional to the mean values of rainfall.

The continuous wavelet transform did not identify an increased frequency of occurrence of droughts in the study area over time. Also, through use of this technique, it was not possible to identify increased intensity of the phenomenon in the study area in recent years. Moreover, the technique did not allow making a clear connection between the droughts in the study area and macro climatic indices used (ENSO and PDO). Yet somehow, it was realized that these macro-scale phenomena may influence the intensity of drought on a local scale, as it was observed persistent cold phase ENSO and PDO in the most extreme drought events in the study area, corroborating the thesis that, when ENSO and PDO are in phase, weather extremes are more intense in South America.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	1
2	OBJETIVOS	5
2.1	OBJETIVO GERAL	5
2.2	OBJETIVOS ESPECÍFICOS	5
3	REVISÃO DA LITERATURA	6
3.1	CONTEXTO.....	6
3.1.1	<i>Conceituação das secas.....</i>	<i>7</i>
3.1.2	<i>Índices de secas</i>	<i>13</i>
3.2	ANÁLISE REGIONAL DE VARIÁVEIS HIDROLÓGICAS.....	21
3.2.1	<i>Análise Regional de Frequências com Momentos-L.....</i>	<i>22</i>
3.3	ANÁLISE DE SÉRIES TEMPORAIS	28
3.3.1	<i>Processos estacionários</i>	<i>30</i>
3.3.2	<i>Análise de Fourier.....</i>	<i>30</i>
3.3.3	<i>Análise de sinais não-estacionários e análise de ondaletas.....</i>	<i>32</i>
3.3.4	<i>Análise de ondaletas em hidrometeorologia</i>	<i>51</i>
3.4	TELECONEXÕES CLIMÁTICAS	53
3.4.1	<i>El Niño – Oscilação Sul (ENOS).....</i>	<i>54</i>
3.4.2	<i>Oscilação Decenal do Pacífico (ODP)</i>	<i>56</i>
3.4.3	<i>Influências de teleconexões no Brasil</i>	<i>57</i>
4	MATERIAL E MÉTODOS	60
4.1	CARACTERIZAÇÃO DA BACIA DO SÃO FRANCISCO EM MINAS GERAIS	60
4.1.1	<i>Dados Gerais.....</i>	<i>60</i>
4.1.2	<i>Clima da região sudeste do Brasil</i>	<i>62</i>
4.2	METODOLOGIA	70
4.2.1	<i>Etapa 1 – Coleta de Informações</i>	<i>70</i>
4.2.2	<i>Etapa 2 – Cálculo do Índice de Seca e obtenção das séries históricas de SPI....</i>	<i>71</i>
4.2.3	<i>Etapa 3 – Análise de Séries Temporais de SPIs.....</i>	<i>74</i>
4.2.4	<i>Etapa 4 – Investigação da existência de Teleconexões.....</i>	<i>76</i>
5	RESULTADOS E DISCUSSÃO	78
5.1	ETAPA 1 – COLETA DE INFORMAÇÕES	78
5.1.1	<i>Precipitação</i>	<i>78</i>

5.1.2	<i>Índices climáticos</i>	82
5.2	ETAPA 2 – CÁLCULO DO ÍNDICE DE SECA E OBTENÇÃO DAS SÉRIES HISTÓRICAS DE SPI	84
5.2.1	<i>Determinação de regiões homogêneas</i>	84
5.2.2	<i>Séries de SPIs – Análise Regional</i>	88
5.2.3	<i>Séries de SPIs – Análise Local</i>	89
5.2.4	<i>Comparação das análises local e regional para obtenção de séries de SPIs</i>	93
5.3	ETAPA 3 – ANÁLISE DE SÉRIES TEMPORAIS DE SPIs	95
5.3.1	<i>Análise Preliminar</i>	96
5.3.2	<i>Análise de Fourier</i>	98
5.3.3	<i>Análise de Ondaletas</i>	101
5.4	ETAPA 4 - ESTUDO DE TELECONEXÕES CLIMÁTICAS	111
5.4.1	<i>Estrutura tempo-frequência dos índices macro-climáticos</i>	111
5.4.2	<i>Impacto das teleconexões sobre a ocorrência de secas na região de estudo</i>	115
6	CONCLUSÕES	120
7	RECOMENDAÇÕES	123
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	125
	ANEXO I – POSTOS PLUVIOMÉTRICOS ESTUDADOS	131
	ANEXO II –DISTRIBUIÇÃO PROBABILIDADES COM MOMENTOS-L	134
	ANEXO III – ROTINAS COMPUTACIONAIS PARA O MATLAB, UTILIZADA PARA GERAÇÃO DOS ESPECTROS DE ONDALETAS	136
	ANEXO IV – RESULTADOS DAS ANÁLISES DE ONDALETAS	141

LISTA DE FIGURAS

Figura 1.1: Semântica das secas.	2
Figura 3.1: Mapa global de totais precipitados, coeficiente variação e probabilidade de a precipitação anual ser menor que 75% da média anual.	9
Figura 3.2: Construção da série de precipitações acumuladas.	18
Figura 3.3: Ajuste da distribuição de probabilidades Gama.	18
Figura 3.4: Definição das probabilidades de ocorrência de cada elemento da série de precipitações acumuladas.	19
Figura 3.5: Definição do <i>SPI</i> a partir das probabilidades.	19
Figura 3.6: Sistema dinâmico.	29
Figura 3.7: Análise de Fourier.	31
Figura 3.8: Periodograma da série de precipitações totais mensais no posto pluviométrico São Francisco (01544012).	32
Figura 3.9: Espaços tempo-frequência de duas ondaletas $\psi u, s$ e $\psi u_0, s_0$	35
Figura 3.10: (a) Sinal aleatório, (b) espectro de ondaletas, (c) espectro global de ondaletas e (d) variância média de ondaletas ao longo das escalas.	44
Figura 3.11: (a) Sinal senoidal, (b) espectro de ondaletas, (c) espectro global de ondaletas e (d) variância média de ondaletas ao longo das escalas.	45
Figura 3.12: (a) Sinal senoidal com média decrescente, (b) espectro de ondaletas, (c) espectro global de ondaletas e (d) variância média de ondaletas ao longo das escalas.	46
Figura 3.13: (a) Variação da concentração de CO_2 na atmosfera, (b) espectro de ondaletas, (c) espectro global de ondaletas e (d) variância média de ondaletas ao longo das escalas.	47
Figura 3.14: (a) Sinal aleatório com variância crescente, (b) espectro de ondaletas, (c) espectro global de ondaletas e (d) variância média de ondaletas ao longo das escalas.	48
Figura 3.15: (a) Sinal com tendência a saltos, (b) espectro de ondaletas, (c) espectro global de ondaletas e (d) variância média de ondaletas ao longo das escalas.	49
Figura 3.16: (a) Sinal senoidal com aumento brusco de frequência, (b) espectro de ondaletas, (c) espectro global de ondaletas e (d) variância média de ondaletas ao longo das escalas.	50
Figura 3.17: Sinal senoidal com variação gradual de frequência (a), espectro de ondaletas (b), espectro global de ondaletas (c) e variância média ao longo das escalas (d).	51
Figura 3.18: Condição típica de anomalia (a) <i>El Niño</i> e (b) <i>La Ni</i> (escala em °C).	54
Figura 3.19: Regiões <i>El Niño</i>	55
Figura 3.20: Série histórica do Índice Oceânico Niño.	55
Figura 3.21: Índice de Oscilação Sul.	56
Figura 3.22: Fase quente, à esquerda, e fase fria, à direita, da ODP (a escala de cores indica a variação do PDO, os contornos indicam pressão ao nível do mar e setas indicam a direção de cisalhamento dos ventos).	57
Figura 4.1: Localização da parcela mineira da bacia do rio São Francisco.	61
Figura 4.2: Mapa de irradiação solar média anual no Brasil.	63
Figura 4.3: Temperaturas médias anuais na região sudeste.	64
Figura 4.4: Chuvas médias anuais na região sudeste.	64
Figura 4.5: Sistemas de circulação atmosférica perturbada na região sudeste.	66
Figura 4.6: Massas de ar atuantes na América do Sul e linha de avanço da Frente Polar.	67
Figura 4.7: Representação do método proposto de cálculo dos valores de <i>SPIs</i>	72

Figura 4.8: Resultado da análise de ondaletas para a série de <i>SPI-9</i> móvel do posto São Francisco.....	76
Figura 5.1: Localização dos postos de monitoramento pluviométrico.....	78
Figura 5.2: Totais Mensais Precipitados no posto São Francisco – 01544012.	79
Figura 5.3: Histograma de frequências absolutas no posto São Francisco – 01544012.....	79
Figura 5.4: Coeficientes de assimetria médios ao longo da área de estudo.....	80
Figura 5.5: Diagrama de caixas dos totais de precipitações no ano hidrológico.....	81
Figura 5.6: Índice de Oscilação Sul.....	82
Figura 5.7: Índice Oceânico Niño (em vermelho) e Índice de Oscilação Sul (em azul).	83
Figura 5.8: Oscilação Decenal do Pacífico (ODP).	83
Figura 5.9: Configurações de Regiões Homogêneas para (a) 6 meses de abril a setembro, (b) 6 meses de outubro a março, (c) 8 meses de setembro a abril e (d) 12 meses para o ano hidrológico de outubro a setembro.	87
Figura 5.10: Séries históricas de <i>SPIs</i> para 6, 8 e 12 meses com período fixo.	88
Figura 5.11: <i>SPIs</i> móveis no posto São Francisco.....	91
Figura 5.12: Histogramas de <i>SPIs</i> no posto São Francisco – detalhe aos coeficientes de assimetria de (a): -0,20; (b): -0,11; (c): -0,02; (d): +0,11.	91
Figura 5.13: Diagrama de caixas dos dados de <i>SPI</i> nos postos representativos.....	92
Figura 5.14: Correlação entre resultado das análises regional e local no posto pluviométrico São Francisco para (a) <i>SPI-6S</i> , (b) <i>SPI-6C</i> e (c) <i>SPI-12AH</i>	94
Figura 5.15: Correlação entre resultado das análises regional e local no posto pluviométrico Santo Hipólito para (a) <i>SPI-6S</i> , (b) <i>SPI-6C</i> e (c) <i>SPI-12AH</i>	95
Figura 5.16: Série de <i>SPI-9</i> móvel no posto pluviométrico São Francisco.....	96
Figura 5.17: Gráfico de colunas para classes de secas moderadas a extremas no posto pluviométrico São Francisco.	96
Figura 5.18: <i>SPIs</i> fixos no posto São Francisco na escala de oito meses (setembro a abril). ..	97
Figura 5.19: Série de <i>SPI-9</i> móvel na região R1-Norte.....	97
Figura 5.20: Espectro de Fourier da série de <i>SPI-9</i> do posto São Francisco.....	99
Figura 5.21: Espectro de Fourier do <i>SPI-12-AH</i> no posto São Francisco.....	100
Figura 5.22: Harmônicos preponderantes nas séries históricas dos posto.....	101
Figura 5.23: Espectro de Ondaletas da séries de <i>SPI-9</i> no posto São Francisco.	102
Figura 5.24: Série de <i>SPI-9</i> em São Francisco e sua decomposição em harmônicos.....	102
Figura 5.25: Média da variância ao longo do sinal de <i>SPI-9</i> no posto São Francisco.	103
Figura 5.26: Espectros de ondaletas de <i>SPI-9</i> no posto São Francisco (a) e de <i>SPI-9</i> relativo às chuvas médias na região R1-Norte.	103
Figura 5.27: Espectro de ondaletas e espectro Global de ondaletas na região R1-Norte (<i>SPI-9</i> móvel).....	104
Figura 5.28: Espectros de ondaletas de <i>SPI-9</i> médios em todas as regiões estatisticamente homogêneas.	105
Figura 5.29: <i>SPI</i> médio na região R3 e variância média.	106
Figura 5.30: Espectros de ondaletas de <i>SPI-9</i> médios nas regiões estatisticamente homogêneas à sudeste da área de estudo.	107
Figura 5.31: Série de <i>SPI</i> , espectro de ondaletas, espectro global de ondaletas e variância média da série de <i>SPI-12-AH</i> fixo do posto São Francisco.	109

Figura 5.32: Espectros de ondaletas dos postos Manga e São Francisco, nas escalas de 12 meses, ano hidrológico.	109
Figura 5.33: Espectros de ondaletas de <i>SPI-12-AH</i> fixo médios em todas as regiões estatisticamente homogêneas.....	110
Figura 5.34: Índice Oceânico Niño, espectro de ondaletas do sinal, espectro global de ondaletas e variância média do sinal.	112
Figura 5.35: Índice de Oscilação Sul, espectro de ondaletas do sinal, espectro global de ondaletas e variância média do sinal.	113
Figura 5.36: Oscilação Decenal do Pacífico, espectro de ondaletas do sinal, espectro global de ondaletas e variância média do sinal.	114
Figura 5.37: Detalhe para o período de jan/2007 a ago/2011 na série do índice ODP.....	119

LISTA DE TABELAS

Tabela 3.1–Índices de Secas comumente utilizados.....	14
Tabela 3.2–Classes de secas e probabilidades associadas.....	20
Tabela 3.3–Valores críticos à medida de discordância	27
Tabela 3.4–Funções de ondaletas e suas propriedades.....	39
Tabela 5.1– Resumo das regiões homogêneas definidas.....	85
Tabela 5.2: Piores secas observadas no período chuvoso para as regiões homogêneas.....	90
Tabela 5.3–Postos representativos em cada região homogênea.....	90
Tabela 5.4– Piores secas observadas nos postos representativos e nas regiões homogêneas. .	92
Tabela 5.5 – Coeficientes de correlação entre séries de <i>SPI</i> obtidas pela análise local e regional (fixos e móveis).....	93
Tabela 5.6–Frequências empíricas de secas nos postos representativos e nas chuvas médias.	98
Tabela 5.7– Resumo dos harmônicos predominantes nas séries de <i>SPIs</i> dos postos	99
Tabela 5.8–Harmônicos preponderantes nas séries históricas dos postos.....	100
Tabela 5.9–Frequências e períodos mais significativos para índices climáticos.....	115
Tabela 5.10– Anos mais críticos ao longo de toda região e índices climáticos preponderantes (em azul, fase fria dos índices; em vermelho, fase quente; em branco, fase neutra).....	117

LISTA DE ABREVIATURAS, SIGLAS E SÍMBOLOS

ACP	Análise de Componentes Principais
ANA	Agência Nacional de Águas
CPC-NCEP	Centro de Previsão Climática do Serviço Nacional de Clima dos EUA
CPRM	Companhia de Pesquisa de Recursos Minerais – Serviço Geológico Brasileiro
D_j	Medida de discordância
$degC^2$	Coefficiente de ondaleta médio
EDI	<i>Effective Drought Index</i> – Índice de Seca Efetiva
ENOS	<i>El-Niño</i> Oscilação Sul
FEWS	<i>Famine Early Warning System</i>
INMET	Instituto Nacional de Meteorologia
ION	Índice Oceânico Niño
IOS	Índice de Oscilação Sul
k	Índice de frequência de Fourier
mEa	Massa Equatorial Atlântica
mEc	Massa Equatorial Continental
mPa	Massa Polar Atlântica
mTa	Massa Tropical Atlântica
NINO3-SST	Anomalia de temperatura da superfície do mar na região característica do El-Niño, situada entre os paralelos 5° de latitude Norte e 5° de latitude Sul e entre os meridianos 120° e 170° de longitude Oeste
OAN	Oscilação Atlântico Norte
ODP	Oscilação Decenal do Pacífico
PDSI	<i>Palmer Drought Severity Index</i> – Índice de severidade de secas de Palmer
PNUD	Programa das nações unidas
SNIRH	Sistema Nacional de Informações em Recursos Hídricos
S	Matriz de covariância amostral
s	Parâmetro de escala da transformada contínua de ondaletas
SPI	<i>Standardized Precipitation Index</i> – Índice Precipitação Padrão
TRF	Transformada Rápida de Fourier
u	Parâmetro de posição da transformada contínua de ondaletas

UHE	Usina Hidrelétrica
V	Medida de dispersão de um conjunto simulações realizadas por meio do método de Monte Carlo
$v(t)$	Função de transferência de $x(t)$ para $Z(t)$
W ou C	Coefficiente de ondaleta, resultante do cálculo da transformada
WMO	Organização Meteorológica Mundial
$x(t)$	Representação genérica de uma série histórica
$y(t)$	Função matemática de comportamento conhecido
Z^{Dist}	Medida de aderência de um conjunto de dados a uma distribuição de probabilidades regional
$Z(t)$	Resultado da transformação da série histórica $x(t)$
ZCAS	Zona de Convergência Atlântico Sul
α_s	Momento ponderado por probabilidade de ordem s
β_r	Momento ponderado por probabilidade de ordem s
δt	Espaçamento do sinal $x(t)$
$\varepsilon(A, B)$	Sinal aleatório limitado entre A e B
η	Parâmetro de forma da função Gama
θ	Parâmetro de escala da função Gama
$\hat{\theta}_k^R$	Parâmetro da distribuição regional
$\hat{\theta}_k^{(j)}$	Estatísticas-L amostrais em um dado local
λ_r	Momento-L de ordem r
μ_V	Média aritmética da medida de dispersão de um conjunto de amostras de dados simulados por meio do método de Monte Carlo
σ_V	Desvio padrão da medida de dispersão um conjunto de amostras de dados simulados por meio do método de Monte Carlo
τ_r	Razão-L de ordem r
τ	Coefficiente de variação-L
τ_3	Coefficiente de assimetria-L
τ_4	Coefficiente de curtose-L
ψ	Designação geral de funções de ondaletas
ω_k	Frequência de Fourier

1 INTRODUÇÃO

O fenômeno da seca sempre mereceu grande atenção da pesquisa em recursos hídricos. Dentre os motivos que justificam esse interesse destacam-se os prejuízos econômicos, sociais e humanos comumente associados a esse fenômeno. Vale comentar a constatação de que, dentre todos os desastres naturais ocorridos no século XX, as secas foram aqueles responsáveis pelos mais significativos prejuízos em todo o mundo (Bruce, 1994; e Obasi, 1994, *apud* Mishra e Singh, 2010). Por exemplo, nos Estados Unidos, as perdas do grande evento de seca de 1988 foram estimados em US\$ 40 bilhões, o que corresponde a prejuízos de 2 ou 3 vezes maiores que o terremoto de São Francisco em 1989 (Mishra e Singh, 2010).

Para redução de seus impactos negativos, porém, medidas que mitiguem seus efeitos devem ser buscadas e não medidas que procurem evitar a ocorrência do fenômeno em si. A exemplo de outros chamados perigos naturais, as secas são inevitáveis e o que é possível combater são seus efeitos e não sua ocorrência. A tecnologia atual não permite regularizar volumes de chuvas sobre uma dada região, sendo assim, *déficits* sempre ocorrerão. Para uma boa gestão, portanto, deve-se partir de uma boa caracterização do fenômeno e implantação de medidas que mitiguem a ocorrência de desastres. A relevância de trabalhos nesse sentido está na base da gestão dos efeitos das secas. Ou seja, é a etapa inicial da gestão, etapa essa em que se questiona o que é a seca em determinado local e como é possível representá-la. Sendo assim, antecipa-se o entendimento das secas como um fenômeno meteorológico, podendo resultar delas impactos, danos, ou desastres.

Alguns problemas dificultam o avanço das pesquisas na área. Dentre eles, Yevjevich (1967, *apud* Mishra e Sing, 2010) observa que a diversidade de visões sobre o conceito de secas é um dos principais obstáculos à investigação do fenômeno. A economia, a sociologia, a ciência política, a própria engenharia de recursos hídricos, dentre outras várias áreas do conhecimento, sempre elegeram esse tema como sendo de grande relevância para suas investigações. Sendo assim, a natureza multifacetada e multissetorial, as abordagens multidisciplinares na pesquisa sobre o fenômeno, além da grande complexidade inerente à ocorrência desse evento, conforme Smakhtin e Schipper (2008), contribuem para grande confusão a respeito do que é e o que não é um problema decorrente da seca. Sendo assim, parte-se da premissa de que um entendimento comum sobre o fenômeno é tanto possível quanto necessário para que avanços sejam feitos na pesquisa sobre secas.

Neste trabalho, será adotada a concepção de Smakhtin e Schipper (2008) que entendem secas como um perigo ao qual é associada uma probabilidade de ocorrência. Além disso, vale mencionar o conceito de risco, entendido aqui como a probabilidade de ocorrerem desastres, dado que um perigo (no caso deste trabalho, uma seca) está em processo. Esses desastres podem ser entendidos como a ocorrência de perdas significativas sobre a produção agrícola, impactos significativos para vazões e níveis de reservatórios, impactos sobre a produção de bens e serviços diversos e também impactos sobre vidas humanas, fauna e flora. A Figura 1.1 ilustra esse entendimento. Vale mencionar aqui que este trabalho é voltado à caracterização da ocorrência de secas e não dos desastres dela decorrentes.

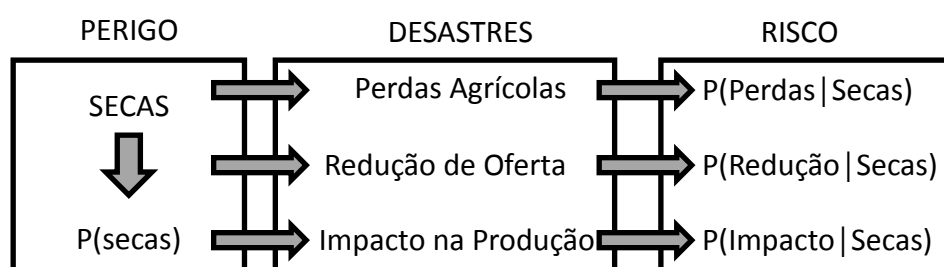


Figura 1.1: Semântica das secas.

A seca, portanto, não se confunde com os desastres dela decorrentes. Essa abordagem é compartilhada por Smakhtin e Schipper (2008), os quais acabam por definir as secas como sendo um *evento meteorológico temporário e recorrente, originado da falta de precipitação, sendo uma feição típica de qualquer clima.*

O fato de as secas serem uma feição típica de qualquer clima não é uma afirmação óbvia. De fato, essa constatação decorre de, comumente, serem confundidos os fenômenos de seca e aridez, fenômenos bastante distintos que decorrem de processos de formação e natureza bastante diferentes. Já se afirmou que as secas são eventos temporários e recorrentes. Ao contrário, a aridez corresponde a uma característica permanente em uma dada região, geralmente associada a pequeno volume médio precipitado anualmente. Assim, por mais que sejam elevados os valores médios de precipitação em uma dada região, ela sempre será suscetível a reduções temporárias e recorrentes de volumes precipitados, ou seja, por mais úmida que seja a região, ela sempre será suscetível à ocorrência de secas.

Algumas características relevantes do fenômeno das secas podem ainda ser mencionadas que são o fato de se tratar de um processo de início lento e o fato de que elas são geograficamente

abrangentes, atingindo, normalmente, grandes áreas. Por apresentarem essas duas características, as secas são fenômenos de difícil detecção e predição, o que faz com que, comumente, só se tenha conhecimento da seca apenas quando já se está sofrendo com seus efeitos.

Tendo em vista o entendimento apresentado, em que secas são vistas como um fenômeno decorrente de volumes precipitados abaixo do normal, deve ficar claro que o enfoque deste estudo será, portanto, a análise das precipitações, fenômeno cuja ausência, ou *déficit*, desencadeia a ocorrência de secas. Para isso, far-se-á uso de um índice de secas, denominado, em inglês *Standardized Precipitation Index (SPI* ou Índice de Precipitação Padronizada), desenvolvido por McKee *et al.* (1993). Parte-se, portanto, da hipótese de que, o *SPI* é um índice adequado para a caracterização das secas na parcela da bacia do rio São Francisco.

Esse índice apresenta algumas limitações, como aquelas mencionadas por Mishra e Singh, (2010), que afirmam que para o cálculo consistente do índice há a necessidade de se dispor de longos registros de dados, além de ser baseado na distribuição Gama para o cálculo de probabilidades de não superação de volumes acumulados de precipitação. Na formulação original, McKee *et al.* (1993) utilizam a distribuição Gama, contudo, caso os valores de precipitação sejam descritos por uma outra distribuição de probabilidades, os resultados podem ser bastantes distorcidos. Buscar-se-á contornar essas adversidades a partir da proposta de cálculo do índice utilizando-se a análise regional de frequência com Momentos-L, conforme metodologia descrita por Hosking e Wallis (1997), avaliando-se o uso de diversas distribuições de probabilidade de três parâmetros.

Vencidas as etapas de caracterização das secas, de definição da escala do fenômeno e obtenção de séries históricas de *SPI*, proceder-se-á à análise das séries temporais de secas resultantes. No caso da análise de séries históricas de secas por meio do *SPI*, a proposta é de melhorar a caracterização das séries históricas de secas, conforme sugerido por Santos *et al.* (2010), realizando a análise espectral de séries não apenas no domínio energia-frequência (Análise de Fourier), como realizaram naquela oportunidade, mas também pela análise energia-frequência-tempo, ou Análise de Transformada de Ondaletas (tradução do termo em inglês – *Wavelets Transform Analysis* – Morettin, 1999). Neste trabalho, portanto, será realizada a análise espectral de séries de *SPIs* tanto por meio do algoritmo da Transformada Rápida de Fourier (TRF) quanto por meio da Transformada Contínua de Ondaletas.

Será avaliado, portanto, o potencial que a análise de ondaletas tem de caracterizar temporalmente a ocorrência de secas, por meio da análise de séries históricas de *SPI*. O propósito dessa investigação temporal é a detecção de ciclos na ocorrência de secas e investigar nexos causais entre fenômenos climáticos. O que se pretende com a análise de ondaletas, que ocorre no espaço energia-frequência-tempo, é que seja possível identificar alterações na frequência e intensidade de secas ao longo do tempo, localizando quando essas alterações ocorreram. Um dos propósitos seria o de avaliar mudanças nos padrões de ocorrência de secas decorrentes de mudanças climáticas ou até mesmo auxiliar em um modelo de gerenciamento que admita não-estacionariedades de fenômenos hidrológicos ao longo do tempo.

Outro propósito a que se destina a análise de ondaletas é verificar indícios de teleconexões entre fenômenos climáticos de grande escala e as secas, em escala local. A observação de ciclos de fenômenos climáticos, a exemplo dos fenômenos *El Niño/La Niña*, bem como da evolução desses ciclos, permitirá observar se existem indícios de que o fenômeno macro climático e o fenômeno das secas em escala local estão conectados de alguma maneira, indicando possíveis nexos causais. Sendo assim, uma forma de avaliar os resultados da análise das secas em escala local é comparar com as análises aplicadas a esses índices climáticos, na busca por explicação para os resultados obtidos.

Este projeto visa, portanto, contribuir com o estudo de secas, investigando definições apropriadas do fenômeno, qualitativas e quantitativas, por meio de índices numéricos e a escala geográfica de estudo do fenômeno. Visa ainda avaliar a técnica de análise de ondaletas para variáveis hidrometeorológicas a partir do estudo de séries de precipitações e de secas. Alcançando esses objetivos, espera-se estar contribuindo para o entendimento do fenômeno na região da bacia do rio São Francisco em Minas Gerais.

2 OBJETIVOS

2.1 Objetivo geral

O objetivo geral que se pretende alcançar com esta pesquisa é caracterizar as secas, na parcela mineira da bacia do rio São Francisco, por meio da Análise de Transformada em Ondaletas e do *Standardized Precipitation Index*.

2.2 Objetivos específicos

Ao longo do projeto, alguns outros objetivos serão perseguidos. São eles:

- Propor um aperfeiçoamento do cálculo do *Standardized Precipitation Index* para a caracterização das secas por meio da análise regional de frequências com momentos-L;
- Definir uma escala geográfica apropriada para as análises das secas na região de estudo;
- Verificar se, a partir da análise de ondaletas, é possível detectar ciclos previsíveis na ocorrência de secas e detectar mudanças na intensidade e frequência em sua ocorrência ao longo do tempo, na região de estudo;
- Analisar índices climáticos de grande escala, por meio da análise de ondaletas, identificando ciclos de oscilação e variações na frequência de ocorrência desses índices; e
- Investigar eventuais índices climáticos de grande escala que possam influenciar a ocorrência de secas na região de estudo e como essa influência ocorre.

3 REVISÃO DA LITERATURA

A revisão bibliográfica, no presente trabalho, foi dividida em quatro partes: a primeira, voltada à contextualização do tema, abordagem do conceito de secas e sua caracterização por meio de índices de secas; a segunda, visando a análise regional de frequências e a caracterização das secas no espaço; a terceira etapa, voltada à análise de séries temporais e uma discussão sobre vantagens do uso de ondaletas; a última etapa é voltada à discussão das chamadas teleconexões climáticas e da possibilidade de identificar como eventos climáticos em grande escala influenciam a ocorrência de fenômenos climáticos em escala local, em especial, as secas.

3.1 Contexto

Os chamados desastres naturais sempre estiveram presentes ao longo de toda a história da humanidade. Secas, enchentes, furacões, terremotos e vulcões estão associados à ruína de civilizações ao longo da história. Entre 1967 e 1991, Obasi (1994) relata que cerca de 4,1 milhões de pessoas morreram em vista de desastres naturais, enquanto cerca de 2,8 bilhões de pessoas foram significativamente afetadas por esses eventos. Considerando o crescimento populacional previsto para o século XXI e o aumento da pressão sobre recursos naturais, o risco de ocorrência de danos, decorrentes de eventos naturais extremos, poderá ser intensificado (Obasi, 1994).

O mesmo autor apresenta ainda estatísticas da Organização Meteorológica Mundial (WMO), as quais apontam para o fato de que, dentre todas as mortes ocorridas como decorrência de desastres naturais, 63% delas podem ser atribuídas a eventos hidrológicos. Caso sejam contabilizados eventos associados indiretamente ao clima, esse valor atinge 84% do total. Fato notável é que do total de 4,1 milhões de mortes, 1,3 milhão estejam associadas às secas, o que representa uma significativa parcela de 32% do total de mortes. Hewitt (1997, *apud* Smakhtin e Schipper 2008), Wilhite e Knutson (2008) e Mishra e Singh (2010), também fazem essa mesma constatação. Sem adentrar no mérito acerca da metodologia utilizada para definir esses valores, é incontestável a importância do estudo das secas na prevenção de tragédias humanas e ambientais.

3.1.1 Conceituação das secas

Smakhtin e Schipper (2008) entendem as secas como sendo um risco e conceituam-na como um evento temporário, recorrente, originado de precipitações abaixo do normal, sendo uma característica típica de qualquer localidade. As secas são, assim, eventos meteorológicos inevitáveis, não havendo tecnologia disponível capaz de evitar sua ocorrência. Além disso, qualquer região, desde que haja a possibilidade de ocorrerem precipitações inferiores ao normal, é suscetível à ocorrência das secas.

Sendo assim, é improvável que a tecnologia hoje disponível seja capaz de desenvolver um instrumento que evite a ocorrência das secas em si, porém são possíveis e desejáveis aqueles instrumentos capazes de reduzir a profundidade e magnitude dos desastres delas decorrentes. Nesse sentido, a diferenciação do fenômeno físico de seus impactos deve preceder o desenvolvimento de ferramentas de gestão do fenômeno, as quais devem ser voltadas à redução dos impactos e desastres. Em outras palavras, o objetivo da gestão de recursos hídricos, naquilo que diz respeito às secas, seria a redução da vulnerabilidade de grupos sociais potencialmente afetados por elas.

Smakhtin e Schipper (2008) aprofundam a abordagem das secas, apontando para a vulnerabilidade como sendo um conceito relativo e o adotam em um contexto social em que diversos fatores (nível de desenvolvimento; densidade, características, crescimento e distribuição populacionais; demanda por água e outros recursos naturais; políticas governamentais; mudança tecnológica; sistema político) determinam a vulnerabilidade de determinado grupo social a um evento de seca. Continuam, apontando que, no sentido de reduzir a vulnerabilidade às secas, ações preparatórias e preventivas devem ser enfatizadas (Smakhtin e Schipper, 2008; Wilhite *et al.*, 2007; Pereira *et al.*, 2002; e PNUD, 2004).

Porém, no percurso que leva à adoção de medidas que reduzam a vulnerabilidade às secas e no sentido de reduzir a chance da ocorrência de desastres, a caracterização apropriada do fenômeno assume papel de suma importância, reduzindo as incertezas que antecedem a tomada de decisão a respeito de quais as medidas de gestão mais apropriadas serão usadas.

Smakhtin e Schipper (2008) defendem ainda que, antes da correta caracterização do fenômeno, é comum que muita confusão seja feita sobre o que é ou não é seca em dada região. Essa etapa de definição da seca deve anteceder a caracterização do fenômeno em si.

Fazer distinção clara entre o que é uma seca e em que medida ela se distancia de desastres dela decorrentes, é passo fundamental nesse sentido. Falhando nessa etapa, será mais fácil incorrer em um grave erro que é associar às secas a “culpa” por problemas que não foram causados por ela, mas sim associados a questões políticas ou de gestão de recursos hídricos. Esse assunto será aprofundado no item 3.1.1.2.

3.1.1.1 Secas e aridez

Uma primeira distinção que deve ser feita é entre os fenômenos de seca e aridez. Pelo conceito que se julga mais apropriado, secas são desvios negativos da condição de normalidade das precipitações. Ao contrário, aridez é uma condição permanente de precipitações reduzidas. É importante ressaltar essa diferença, uma vez que confundir os dois conceitos é bastante frequente. Smakhtin e Schipper (2008) questionam, por exemplo, o termo “seca permanente”, associado, por exemplo, a países do sudoeste asiático, uma vez que a expressão nega a natureza temporária das secas, consistindo em uma contradição nos próprios termos. Nesse sentido, secas são fenômenos suscetíveis de ocorrer em qualquer região, ao contrário da aridez, que é uma feição típica de uma determinada localidade geográfica.

Um dos motivos pelos quais os já citados autores entendem que essa confusão é bastante recorrente vem da constatação de que é comum que os locais mais áridos do planeta, normalmente, são aqueles em que os desvios da condição de normalidade também são mais frequentes. Além de mais frequentes, pequenos desvios da condição de normalidade já colocam essas regiões em condição de alerta. Em outras palavras, essas regiões são normalmente mais vulneráveis às secas.

A Figura 3.1 reflete como esse fato é percebido ao longo do globo terrestre. A Figura 3.1(a) apresenta os totais médios precipitados nas diversas regiões do planeta. A Figura 3.1(b) indica o coeficiente de variação (quociente entre desvio padrão e a média das precipitações), expresso em porcentagem, ao longo do planeta, enquanto a Figura 3.1(c) indica a probabilidade calculada de as precipitações serem menores que 75% da média. Não entrando no mérito de como essas probabilidades foram obtidas, é importante observar no gráfico a constatação de que, de fato, onde os totais precipitados são menores, em geral, as secas são mais frequentes. Essa figura indica ainda que a região semiárida do Brasil, apesar de não ser crítica quanto aos volumes totais precipitados, especialmente quando comparada a outras regiões do globo, apresenta situação bastante crítica em termos de variabilidade das chuvas.

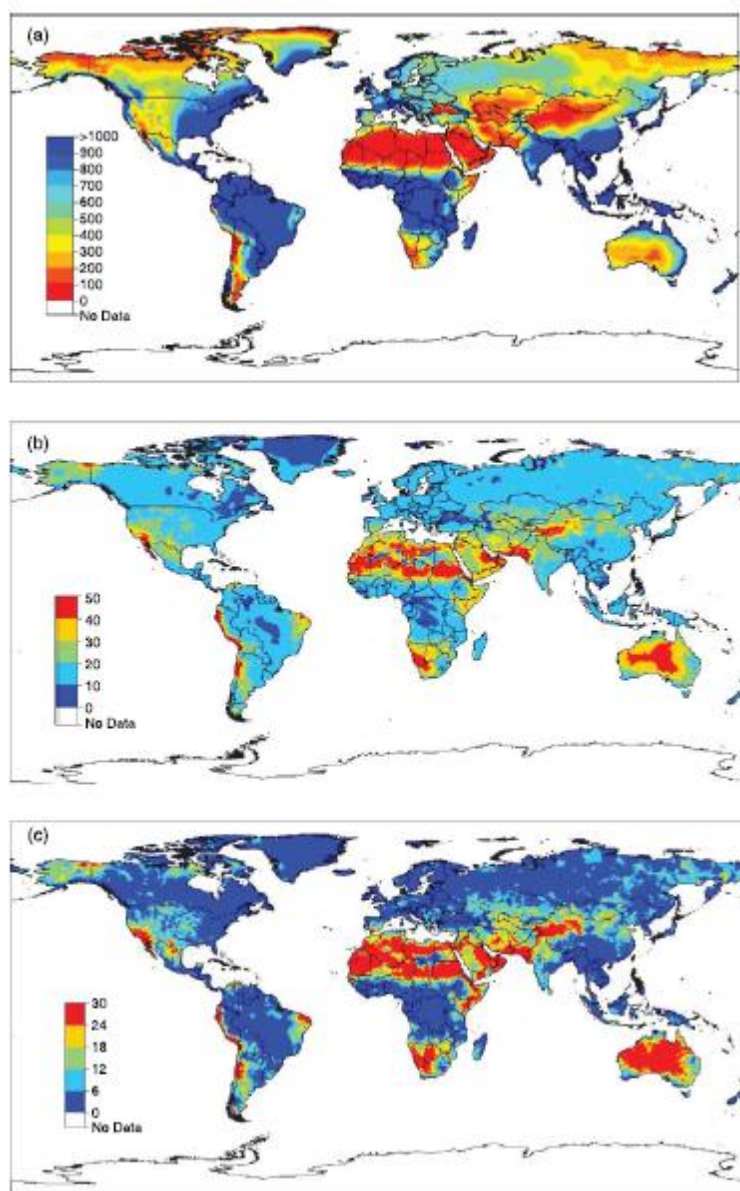


Figura 3.1: Mapa global de totais precipitados, coeficiente variação e probabilidade de a precipitação anual ser menor que 75% da média anual.
 Fonte: SMAKHTIN e SCHIPPER (2008)

3.1.1.2 Secas e outros fenômenos

À seca, comumente, é atribuída a causa de uma infinidade de tragédias humanas. Um exemplo dessa situação são os pedidos de ajuda por comida para combater a fome, aparentemente causada por secas, enquanto a situação de desastre foi desencadeada por problemas políticos, como ocorreu no Sudão, em 2005 (FEWS, 2005a e 2005b *apud* Smakhtin e Schipper, 2008). Outro exemplo mais próximo à nossa realidade é a chamada “indústria da seca”, instalada em algumas regiões principalmente no Nordeste do Brasil. Nessa “indústria”, uma parcela restrita das elites locais se beneficia de uma situação histórica de convivência com um clima

semiárido e secas frequentes, mantendo uma estrutura social de exploração das populações pobres.

Mais recentemente, vale mencionar a crise humanitária presenciada na Somália no ano de 2011. Tida pela mídia como a pior seca dos últimos 60 anos, Karunakara (2011), presidente da organização Médicos Sem Fronteiras, questiona esse título quando afirma que “culpar apenas causas naturais é ignorar a complexa realidade geopolítica que contribui para essa situação e sugerir que a solução para tais problemas se resume apenas a arrecadar fundos e enviar alimentos para o ‘Chifre da África’”. De acordo com o autor, a crise na Somália é fundamentalmente baseada em um conflito civil, o qual impede inclusive a chegada de ajuda internacional aos locais mais necessitados de auxílio.

As secas podem ser muitas vezes o estopim de tragédias de grandes proporções, porém a causa principal dessas tragédias não é natural, mas sim, social. Em todos esses casos citados, implantação de políticas públicas e intervenções de outras naturezas seriam mais eficazes do que medidas de gestão de secas, tais como melhoria da previsão ou medidas estruturais. Eventualmente, uma medida de gestão em recursos hídricos ou melhores mecanismo de previsão de secas nessas regiões não acarretariam melhoria da qualidade de vida das populações no que diz respeito à disponibilidade hídrica, uma vez que não é a seca, como fenômeno natural, a principal causadora dos desastres.

Outra situação que comumente é confundida com a seca são os casos de superexploração de recursos hídricos. A depleção contínua de reservatórios subterrâneos e vazões em rios da Ásia é comumente confundida com uma situação de seca, ainda que seja sabido que essa depleção ocorre em virtude de pressões crescentes sobre recursos naturais em decorrência do crescimento populacional. No oeste da Índia, por exemplo, é comum o uso impróprio do termo seca subterrânea para designar o esgotamento de aquíferos em decorrência de sua superexploração (Smakhtin e Schipper, 2008).

Nos EUA, no estado do Colorado, Pielke *et al.* (2005) realizaram estudo que visava avaliar a seca de 2002, tida pela mídia e pela agência responsável pelo monitoramento das secas nos EUA como uma seca excepcionalmente severa. O estudo mostra, porém que, apesar de os desastres decorrentes do episódio terem sido bastante severos ao longo de todo o estado do Colorado, o déficit de precipitação não foi tão extremo. A conclusão do trabalho é que o estado do Colorado é mais vulnerável às secas hoje do que já foi no passado, sob *déficits*

semelhantes de chuva, em virtude do aumento da demanda por água ao longo do tempo, constituindo-se em um problema de gestão da água e território.

Percebe-se portanto que, para evitar a ocorrência de desastres, as situações de secas e os exemplos retratados nos parágrafos anteriores necessitarão de medidas mitigadoras de natureza completamente diferentes. Nesse sentido, é importante reforçar a necessidade de serem separados os problemas decorrentes de secas daqueles decorrentes de outros fatores distintos dela, a exemplo de problemas políticos e de superexploração de recursos naturais. Sendo assim, serão aplicadas medidas apropriadas a problemas distintos, após terem sido corretamente identificados os problemas e suas causas.

Reforça-se, portanto, o conceito de seca como sendo o evento meteorológico originado de volumes precipitados menores que o normal, para um dado local, para um dado período de tempo, ao qual é associado risco de ocorrência de desastres. Separar com sucesso secas desses fenômenos com os quais elas são confundidas é de grande importância para gerar avanços mais significativos em seu estudo.

Por exemplo, é comum a afirmação de que as secas são cada vez mais frequentes. Para avaliar se essa afirmativa é de fato verdadeira, é imprescindível que seja esclarecido o que de fato tem sido mais frequente: a seca ou a escassez. Caso as secas tenham sido, de fato, mais frequentes ao longo dos anos, estar-se-á diante de um quadro de mudança do clima ao qual a necessidade de adaptação é necessária. Caso apenas as situações de escassez sejam mais frequentes, há de se investigar se de fato a pressão sobre os recursos hídricos é crescente, e leva a um aumento da vulnerabilidade das populações. De qualquer forma, a chave para o enfrentamento da seca é a modificação do estado de vulnerabilidade das sociedades.

Além desses fatores que diferenciam as secas de outros fenômenos, acredita-se poder mencionar outras características específicas descritas por Wilhite (1993). Esse autor menciona que, diferentemente de outros eventos extremos da natureza, os efeitos das secas se acumulam lentamente no tempo e podem perdurar por anos após o término do evento. Sendo assim, a detecção de seu início e fim é uma tarefa bastante complexa. Além disso, vale mencionar que seus impactos não são evidentes além de serem espalhados por áreas geograficamente abrangentes. Assim, a quantificação dos impactos e implantação de medidas mitigadoras são tarefas muito mais difíceis do que para outros fenômenos naturais (Wilhite, 1993).

3.1.1.3 Classificação das secas

É comum o uso de classe de secas para destacar impactos de uma situação de precipitações abaixo do normal. A esse respeito, Mishra e Singh (2010) descrevem quatro classes mais comumente utilizadas para o estudo do fenômeno. São elas:

- Seca meteorológica: precipitação inferior ao normal, em uma dada região, em um dado período de tempo;
- Seca agrícola: queda de umidade do solo e impactos sobre produção agrícola não irrigada;
- Seca hidrológica: oferta significativamente menor do que o normal de recursos hídricos superficiais e subsuperficiais disponível para usos estabelecidos em um sistema de recursos hídricos;
- Seca socioeconômica: falha de sistemas de recursos hídricos para satisfazer demandas associadas à produção de bens econômicos.

Mishra e Singh (2010) mencionam ainda a possibilidade de se trabalhar com uma nova categoria de secas, a saber, a seca subterrânea (em inglês, *groundwater drought*), relativa à reduzida oferta de água em aquíferos. Não se entrará em detalhes a respeito dessa última categoria, mesmo porque, acredita-se que também ela é decorrente, em última análise, de uma seca meteorológica ou do mau uso da água e/ou do solo.

A abordagem de Smakhtin e Schipper (2008) quanto à classificação das secas também é bastante apropriada. O entendimento desses autores é que todos os tipos de secas são estágios evolutivos do mesmo evento meteorológico de escassez de chuvas. Sendo assim, à medida que se desencadeia uma seca meteorológica, seus efeitos podem se desdobrar, por exemplo, em problemas na produção agrícola de sequeiro, após isso problemas na oferta de água para irrigação em rios e reservatórios, e, por fim, perdas na produção de bens e serviços. Nesse exemplo, observa-se na sequência uma seca meteorológica, seguida de uma agrícola, depois hidrológica e, por fim, socioeconômica. Trata-se de apenas um evento de escassez de chuvas, com diferentes desdobramentos.

Note-se que as secas só podem ser classificadas conforme mencionado, caso sejam, antes de tudo, uma seca meteorológica. Caso problemas de produção agrícola tenham sido causados por algo diferente de uma seca meteorológica, não há que se falar em seca agrícola ou socioeconômica, mas sim, há que se identificar a verdadeira causa da escassez.

3.1.2 Índices de secas

Com o intuito de se caracterizar e modelar apropriadamente o fenômeno das secas, tem sido ampliado o uso de índices de seca. Hayes (2006) afirma que esses índices são representados por um valor numérico, mais prático no processo de tomada de decisão do que dados brutos de precipitação, vazão e outros indicadores de disponibilidade hídrica. Esses índices sintetizam esses vários fenômenos em um valor único que revela a situação de umidade em determinada localidade em um dado período.

Além da praticidade de seu manuseio, outra vantagem do uso desses índices é que eles possibilitam melhores condições de comparação, ou relativização, da situação de umidade em diferentes regiões. De posse do índice de seca calculado para duas ou mais localidades, independentemente das condições normais de disponibilidade hídrica em cada uma delas, seria possível reconhecer qual região se encontra em situação mais crítica quanto às secas, sem que houvesse a necessidade de maiores informações acerca das condições médias dessa região. Esse fato é importante no momento em que, por exemplo, um órgão gestor centralizado pretende priorizar ações em locais que estejam sofrendo com a reduzida disponibilidade. Um índice adimensional, capaz de revelar a criticidade de determinado local quanto à disponibilidade hídrica, seria mais interessante a um gestor no momento de priorizar regiões a serem beneficiados por intervenções de gestão de recursos hídricos.

Outra vantagem do uso dos índices de seca seria a possibilidade de se distinguir uma situação de escassez deflagrada por uma seca (fenômeno hidrológico decorrente de chuvas inferiores ao normal) de uma situação de escassez ocasionada por problemas de caráter político, de gestão de recursos hídricos, de alocação ineficiente de água ou de mau uso do solo. De posse de um indicador de seca, seria possível, portanto, fugir à confusão feita entre secas e seus efeitos, e assim, lançar mão de ações mais apropriadas para solucionar uma situação desastrosa de escassez hídrica.

Por esses motivos, dentre outros aqui não mencionados, diversos órgãos, no mundo inteiro, vêm fazendo uso desses índices para a caracterização do fenômeno das secas, a exemplo do Instituto Nacional de Meteorologia – INMET, que vem disponibilizando mapas e dados acerca do comportamento do índice denominado *SPI* (ou *Standardized Precipitation Index* – McKee *et al.*, 1993) para a caracterização das secas em todo o país.

Diversos são os índices de seca já desenvolvidos. Cada um deles foi desenvolvido com a finalidade de bem caracterizar as secas em determinada região e, assim, necessitam de dados distintos para serem calculados. Byun e Wilhite (1999) fizeram um balanço dos índices mais comumente utilizados tanto na literatura como por órgãos de gestão de recursos hídricos ao redor do mundo. A Tabela 3.1 resume o resultado desse balanço indicando o nome do índice, os parâmetros necessários para seu cálculo, a escala de tempo em que é calculado, o conceito em que se baseia o índice, além dos autores que desenvolveram cada um deles.

Tabela 3.1—Índices de Secas comumente utilizados.

Legenda: p = precipitação; t = temperatura; et = evapotranspiração; us = umidade do solo; es = escoamento superficial; vn = volume de neve; Q = vazão; rs = reservatório; M = mês; Sem = Semestre

Fonte: BYUN e WILHITE, 1999.

Nome	Parâmetros	Escala	Conceito	Autor, ano
PDSI	p, t, et, us, es	M, 2Sem	Baseado no balanço hídrico no solo	Palmer (1965)
RAI	p	M, Ano	Comparação de p com valores arbitrário -3 a +3, relacionados a 10 extremos de + e -	Van Rooy (1965)
Decis	p	M	Divisão de p de longo termo em 10 intervalos de classe	Gibbs e Maher (1967)
CMI	p,t	Sem	Similar a PDSI, restrito à umidade do solo na camada de 1,5m	Palmer (1968)
BMDI	p	M, Ano	Percentual de chuva em relação à média de longo termo	Bhalme e Mooley (1980)
SWSI	p, vn	M	Média ponderada de anomalias padronizadas	Shafer e Dezman (1982)
SMDI	us	Ano	Soma de umidade do solo no ano	Hollinger <i>et al.</i> (1993)
CSDI	et	Estação	Soma de et real e dividida por et potencial durante plantio	Meyer <i>et al.</i> (1993)
SPI	p	3M, 6M, 9M, ...	Anomalia padronizada para múltiplas escalas após calculada probabilidade de excedências	McKee <i>et al.</i> (1993)
RI	p	Ano, Século	Padrões de r continentais	Gommes e Petrassi (1994)
RDI	p, t, vn, Q, es	M	Balanço entre demanda e oferta	Weghorst (1996)

Em vista do grande número de índices de secas, uma importante questão que se levanta é quanto ao índice apropriado para a caracterização das secas em determinada localidade. Essas questões serão tratadas marginalmente ao longo deste trabalho. Contudo, antecipa-se aqui uma preferência pelo uso do *Standardized Precipitation Index (SPI)* na caracterização das secas na região mineira da bacia do rio São Francisco. Essa preferência decorre de grande versatilidade a ele inerente. Essa versatilidade decorre do fato de o *SPI* poder ser obtido em diversas escalas de tempo, tendo a capacidade de refletir diversos tipos de secas, dentre aqueles mostrados aqui (hidrológicas, agrícolas, socioeconômicas) a depender da escala de tempo que se utiliza.

3.1.2.1 O *SPI* e outros índices

Nos últimos anos, alguns estudos foram voltados para a avaliação de índices de seca e comparação entre eles. Destaque-se estudo feito por Guttman (1998) que se empenhou na comparação entre o *SPI* e o Índice de Severidade de Secas de Palmer (tradução do termo em inglês, *Palmer Drought Severity Index* ou *PDSI*). O autor conclui que além da dificuldade em ser calculado e da necessidade de se dispor de dados de evapotranspiração (parâmetro de difícil obtenção, o que implica na necessidade de cálculos indiretos desse valor), o *PDSI* é de difícil interpretação. Ao contrário, o *SPI* é de fácil cálculo e interpretação, além de utilizar apenas uma variável. A redução das incertezas decorrente disso é um fator favorável ao uso do *SPI*.

Outra relevante conclusão desse estudo é a grande coerência existente entre o *PDSI* e o *SPI*, o que indica que pouca informação é acrescida à caracterização das secas com o uso de dados de evapotranspiração, ao passo que grandes incertezas são introduzidas no cálculo, já que esses dados não são facilmente obtidos e cálculos indiretos induzem a essas incertezas. Ressalte-se ainda que os parâmetros de cálculo do *PDSI* são todos bastante correlacionados, reforçando o argumento de que pouca informação é agregada pelo uso de diversos parâmetros. Adicione-se a tudo isso, a constatação do autor de que o *PDSI* é pouco coerente espacialmente, sendo favorável ao uso do *SPI* (Guttman, 1998).

Outro estudo de notável importância foi realizado por Morid *et al.* (2006), que fizeram a comparação entre sete índices para caracterização das secas no Irã. O autor apontou para a possibilidade de uso tanto do *SPI* quanto do Índice Seca Efetiva (tradução do termo em inglês, *Effective Drought Index* ou *EDI*) para a caracterização do fenômeno, em virtude da

capacidade que ambos têm de detectar com antecedência a ocorrência da seca. Alertou, contudo, para o fato de que o *EDI* faz uso de dados diários de precipitação, fazendo com que ele seja inviável de ser calculado em determinadas localidades. Ambos os índices, *SPI* e *EDI*, foram capazes de bem caracterizar períodos reconhecidamente secos, sendo temporalmente e espacialmente consistentes.

Com base nesses estudos e em avaliações do potencial do *SPI* ser capaz de detectar secas severas observadas na região, além do fato de ser conceitualmente um índice bastante consistente, deu-se preferência a seu uso. Outras vantagens poderiam ser mencionadas como, por exemplo, sua facilidade de cálculo e entendimento, sua versatilidade na caracterização de diferentes tipos de secas, além do fato de estar sendo utilizado pelo Instituto Nacional de Meteorologia para o monitoramento de secas no Brasil. Todas essas vantagens sustentam a opção feita no presente estudo pelo uso do *SPI* para a caracterização das secas.

3.1.2.2 Standardized Precipitation Index, SPI ou Índice de Precipitação Padrão

O *Standardized Precipitation Index*, Índice de Precipitação Padrão, ou simplesmente *SPI*, foi um índice de seca desenvolvido por McKee *et al.* (1993), no intuito de contribuir com a definição objetiva de secas e avançar sobre estudos de seu comportamento no tempo e no espaço. Seu cálculo é baseado em quantis da distribuição Normal Padrão (distribuição normal com média igual a zero e desvio padrão igual a um) e nas probabilidades associadas a esses quantis.

Para seu cálculo são necessários dados de precipitação totais mensais. Esses valores de precipitações mensais são acumulados em escalas diversas, por exemplo, 3, 6, 9 ou 12 meses. A definição dessas escalas é associada a um determinado tipo de seca, podendo ser adaptadas caso necessário. Por exemplo, supondo que em determinada situação julgou-se apropriado o uso do *SPI* acumulado de 6 meses (*SPI-6*). Para seu cálculo, as precipitações são somadas ao longo dos 6 meses antecedentes. Por exemplo, para o mês de junho o valor a partir do qual o *SPI* é calculado são as precipitações acumuladas de janeiro a junho.

Esse conjunto de dados, resultantes do somatório das precipitações ao longo dos meses é em seguida ajustado a uma função densidade de probabilidades. Na formulação original, McKee *et al.* (1993) utilizaram a função de distribuição de probabilidades Gama. Outros autores fizeram uso de outras funções para o cálculo do *SPI*, a exemplo da distribuição Pearson III

(Santos, *et al.*, 2010). A partir do ajuste da distribuição de probabilidades, a cada elemento da série ajustada é atribuída uma probabilidade de não superação. Cada uma dessas probabilidades de não superação é, por fim, associada ao quantil correspondente da distribuição normal padrão. O valor do quantil da distribuição normal padrão associado à probabilidade calculada no período de interesse é o valor do *SPI* para o mês em questão.

O uso da distribuição de probabilidades Gama, no cálculo das séries de *SPIs*, pode ser interessante em vista da possibilidade de serem observados diferentes comportamentos das amostras de precipitações quanto à sua assimetria. Essa distribuição é dependente de dois parâmetros (parâmetro de forma – η – e escala – θ). A variação do parâmetro η (adimensional) garante a diversidade de formas da distribuição Gama (Naghetini e Pinto, 2007). À medida que esse parâmetro diminui, mais assimétrico é o formato da densidade de probabilidades Gama. Ao contrário, para valores muito elevados de η , a distribuição Gama aproxima-se da forma de uma distribuição normal. Nesse sentido Haan (1977, *apud* Naghetini e Pinto, 2007) destaca um grande número de aplicações para essa distribuição, dentre elas, para a modelagem de alturas de precipitação mensal e anual.

Por outro lado, pelo teorema do limite central, é possível afirmar que, se determinado processo é composto pelo somatório de muitos efeitos individuais independentes e identicamente distribuídos, ela tende, assintoticamente a uma distribuição Normal. No caso do cálculo de *SPIs* os quais são baseados no somatório de precipitações mensais em diversas escalas (por exemplo, 1, 3, 6 ou 12 meses), é possível afirmar que, pelo teorema citado, as precipitações acumuladas durante um período suficientemente longo, o que pode ser o caso de totais precipitados anuais, tenderiam para uma distribuição Normal. Observa-se, portanto, que a função Gama, por sua flexibilidade (a qual pode assumir um caráter bastante assimétrico ou, em uma situação extrema, ser semelhante a uma distribuição Normal), pode ser uma possível candidata a modelar amostras de *SPIs* em diversas escalas.

O esquema apresentado na sequência facilita o entendimento do cálculo do índice, conforme a formulação original de McKee *et al.* (1993). A Figura 3.2 mostra como é feita a construção da série de precipitações acumuladas, em uma série fictícia para o cálculo do *SPI-6*. Seis meses da série são somados (de janeiro até junho de 1980) e esse somatório irá compor o valor do último mês do somatório (junho de 1980). Procedendo assim ao longo da série de precipitações, é obtida a série completa de somatórios, conforme mostrado na Figura 3.2.

Pode ser observado que, ao construir a tabela de somatórios, a série é reduzida em $N-1$ elementos da série para o caso do cálculo do $SPI-N$.

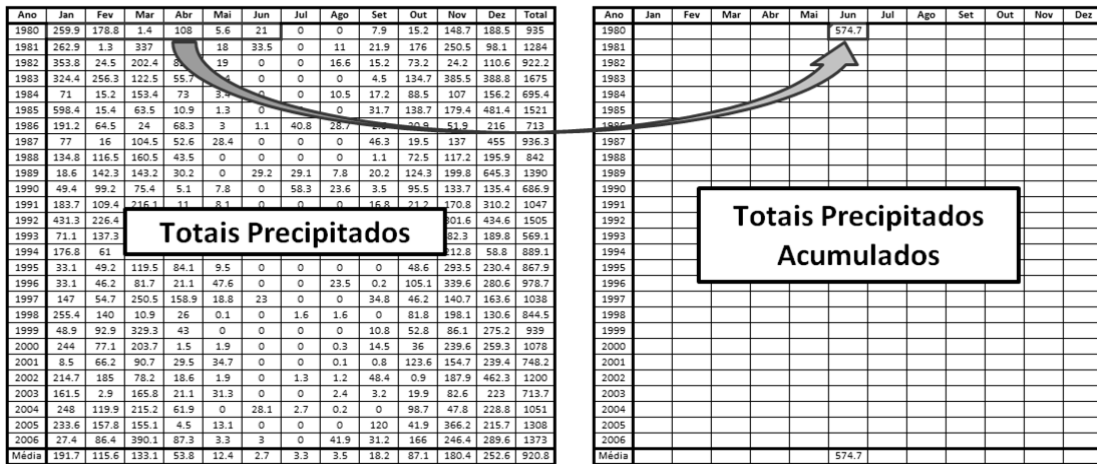


Figura 3.2: Construção da série de precipitações acumuladas.

A Figura 3.3, a qual apresenta a série completa de totais acumulados, ilustra como é feito o ajuste da distribuição Gama ao somatório de precipitações. Para cada mês é feito o ajuste aos parâmetros da distribuição Gama, pelo método dos momentos convencionais, utilizando-se a média e variância dos totais acumulados relativos àquele mês. Nessa figura estão ilustrados ajustes de funções densidade de probabilidade Gama para os meses de janeiro, fevereiro e dezembro no posto exemplificado.



Figura 3.3: Ajuste da distribuição de probabilidades Gama.

A próxima etapa para o cálculo do SPI seria, então, associar a cada valor da série de precipitações acumuladas uma probabilidade de não excedência, utilizando a distribuição Gama ajustada àquele série. Esse procedimento é ilustrado na Figura 3.4. Por fim, para o cálculo do SPI , associa-se um quantil a cada valor de probabilidade obtido, utilizando-se, para

isso, a distribuição Normal Padrão (média zero e desvio-padrão igual a um). Essa última etapa é ilustrada na Figura 3.5 da qual resultam os valores de *SPI*.

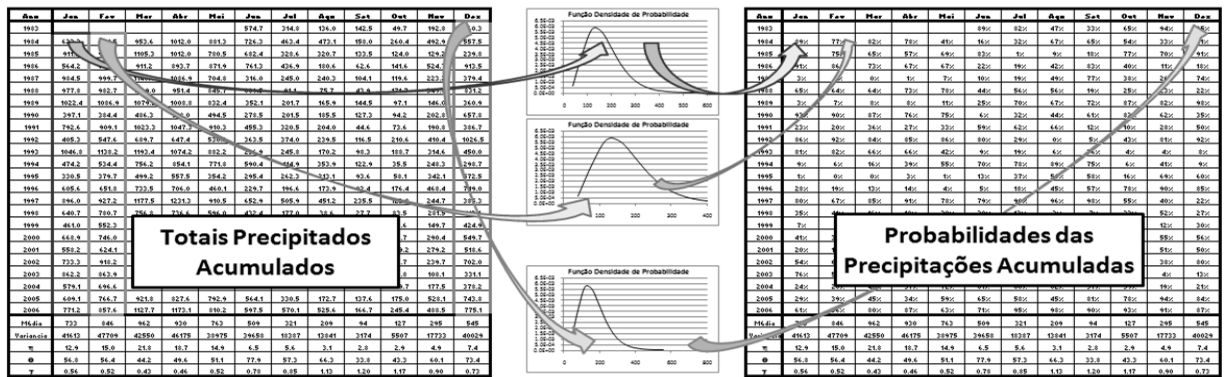


Figura 3.4: Definição das probabilidades de ocorrência de cada elemento da série de precipitações acumuladas.

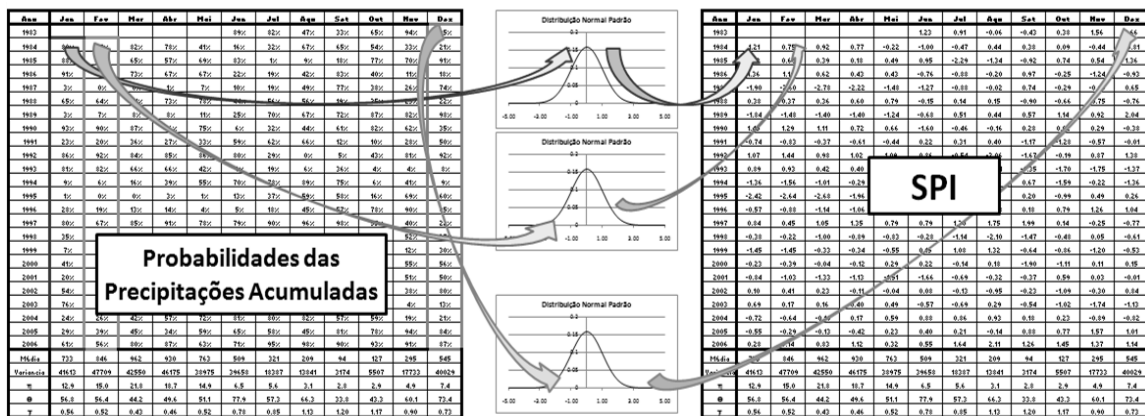


Figura 3.5: Definição do SPI a partir das probabilidades.

A série de *SPI* pode ser utilizada de diversas formas e, no presente estudo, foram usados dois modos, aqui denominados, *SPI* móvel e *SPI* fixo. No caso móvel a sequência dos meses é respeitada (por exemplo, jan/1970, fev/1970,..., nov/2006, dez/2006), caminhando-se ao longo das linhas da tabela. Já no caso do *SPI* fixo, a sequência das colunas é obedecida, formando séries mais curtas, variando-se o ano, porém não o mês (por exemplo, jan/1970, jan/1971,..., jan/2005, jan/2006).

Por esse procedimento de cálculo do índice, McKee *et al.* (1993) constata algumas vantagens do uso do *SPI*. Uma delas é o fato de que o *SPI* é função apenas da probabilidade. Sendo assim, independentemente da função de distribuição de probabilidade que se utilize, o *SPI* pode ser adequadamente calculado, adaptando-se a condições locais. Outras vantagens

são o fato de o índice ser capaz de caracterizar tanto períodos secos quanto chuvosos, bem se adequar a qualquer variável hidrológica.

Apesar de diversas vantagens, esse índice também apresenta limitações. Mishra e Singh (2010) argumentam que a principal delas é a necessidade de longos registros históricos para seu cálculo consistente, o que nem sempre é disponível. Outra limitação é relativa à distribuição de probabilidades a ser utilizada para o cálculo das probabilidades, uma vez que, nem sempre a distribuição Gama poderá ser adequadamente ajustada à amostra de dados. De fato, essas duas limitações são próprias do uso de técnicas estatísticas para obtenção do valor do *SPI*.

A primeira crítica, no presente estudo tentará ser contornada utilizando-se para isso a análise regional com momentos-L, conforme será descrito. Já a segunda limitação, pode ser contornada utilizando-se outras funções de distribuição de probabilidades para o cálculo das probabilidades (etapa apresentada na Figura 3.3).

McKee *et al.* (1993), por fim, definem diversas classes de *SPI*. A Tabela 3.2 mostra as classes de precipitação, bem como as probabilidades de ocorrência de secas em cada uma delas (P_{classe}). Também são apresentadas as probabilidades atribuídas à não superação dos limites inferior e superior de cada classe de *SPI* considerada (P_{inf} e P_{sup}).

Tabela 3.2–Classes de secas e probabilidades associadas.

Classe	<i>SPI</i>	P_{inf}	P_{sup}	P_{classe}
Seca Extrema (SE)	<-2,0	0,0 %	2,28 %	2,28 %
Seca Severa (SS)	-2,0 a -1,5	2,28 %	6,68 %	4,40 %
Seca Moderada (SM)	-1,5 a -1,0	6,68 %	15,9 %	9,22 %
Seca Leve (SL)	-1,0 a 0,0	15,9 %	50,0 %	34,1%

Para a obtenção das séries de *SPIs* móveis será empregada a análise local, conforme descrito originalmente por McKee *et al.* (1993), utilizando-se a distribuição Gama. Já para a obtenção das séries fixas será empregada a análise regional, visando suprir as duas deficiências do *SPI* destacadas por Mishra e Singh (2010), ou seja, a necessidade de longos registros históricos para seu cálculo consistente e o uso apenas da distribuição Gama.

3.2 Análise regional de variáveis hidrológicas

A análise regional de variáveis hidrológicas é um procedimento que visa basicamente explorar de maneira mais eficaz as informações hidrológicas disponíveis em uma dada região. Essa análise pode visar à regionalização dessas informações hidrológicas, ou seja, transferir essas informações de um local para outro dentro de uma área de comportamento hidrológico semelhante, mas também pode visar melhorar a estimativa de quantis locais, a exemplo da análise regional de frequências (Hosking e Wallis, 1997).

Para a análise regional de chuvas e secas, será utilizada a metodologia de Hosking e Wallis (1997), descrita também em Naghettini e Pinto (2007), abordagem essa que se utiliza de características e estatísticas locais (momentos-L), obtidas em vários pontos de uma região considerada homogênea, visando melhorar estimativas de parâmetros nesses locais, utilizando-se para isso informações de vários pontos. Essa abordagem visa suprir uma carência comum nas amostras de dados hidrológicos que é o reduzido número de anos nos registros hidrológicos.

A metodologia descrita por Hosking e Wallis (1997) trata também de uma das etapas mais sujeita a subjetividades das análises regionais, que é a definição de regiões homogêneas, tentando conferir maior objetividade a essa etapa. A proposta dos referidos autores é utilizar simulações de Monte Carlo, para gerar regiões homogêneas, bem como, por meio de uma medida de distorção dos postos, avaliar postos discordantes dentro de cada região.

Acredita-se que essa abordagem, quando aplicada ao cálculo das probabilidades apresentadas na Tabela 3.2, contribui na superação de duas limitações do uso do *SPI* no monitoramento de secas: o tamanho reduzido das amostras de precipitação e a consideração de outras distribuições de probabilidades além da distribuição Gama. Além disso, essa análise irá contribuir para definição de uma escala geográfica apropriada para as análises das secas na região de estudo. A definição de regiões estatisticamente homogêneas do ponto de vista das secas pode fornecer elementos para o estudo do fenômeno, avaliando sua característica de, normalmente, abranger regiões significativamente grandes.

3.2.1 Análise Regional de Frequências com Momentos-L

3.2.1.1 Análise regional de frequências

A análise de frequências visa a estimar com que periodicidade média determinado evento ocorre. A análise regional de frequência visa melhorar a confiabilidade da análise por meio da utilização de informações ao longo de uma região considerada homogênea, reduzindo as incertezas na estimativa de parâmetros regionais. Além disso, a análise regional permite a regionalização de variáveis hidrológicas, ou seja, a estimação de quantis característicos dessas variáveis onde não ocorre monitoramento.

Os principais métodos utilizados na análise regional de frequência são, conforme Naghettini e Pinto (2007): (i) métodos que regionalizam eventos com determinado risco; (ii) métodos que regionalizam parâmetros de distribuições de probabilidades; e (iii) métodos que regionalizam quantis adimensionalizados de probabilidades, denominado “cheia-índice” ou *index-flood*. O nome “cheia-índice” é usado porque as primeiras aplicações do método por Dalrymple (1960, *apud* Hosking e Wallis, 1997) foram na análise de cheias. Contudo sua utilização não se limita a esse evento.

Nos casos (ii) e (iii), a definição de regiões homogêneas precede à análise (Naghettini e Pinto, 2007). A condição para que determinada região possa ser considerada homogênea é que as distribuições de frequência nos locais que compõem essa região possam ser descritas por distribuições de probabilidade idênticas, a menos de um fator de escala. A etapa de definição de regiões homogêneas é a etapa mais sujeita a subjetividades dentro do processo de análise regional de frequências (Hosking e Wallis, 1997).

Para a delimitação dessas regiões, podem ser utilizadas tanto estatísticas locais (momentos, momentos-L, tendências nas curvas de frequências locais, correlação entre informações locais) bem como características locais (coordenadas geográficas, altitude, relevo, clima, geologia, isoietas).

Formalmente, o método do *index-flood* pode ser descrito pela equação 3.1.

$$X_j(F) = \mu_j x(F), \quad j = 1, \dots, N \quad (3.1)$$

Em que, $X_j(F)$ são os dados observados no posto j , μ_j é o *index-flood* ou fator de adimensionalização para o local j , $x(F)$ representa a curva regional de quantis e N é o número de postos de monitoramento. Para a adimensionalização da série, cada um de seus elementos ($X_{i,j}$) do posto j , no período de tempo i é dividido pela estimativa do *index-flood*, $\hat{\mu}_j$, conforme descrito pela equação 3.2.

$$x_{i,j} = X_{i,j}/\hat{\mu}_j, i = 1, \dots, n_i, j = 1, \dots, N \quad (3.2)$$

Em que n_i é o tamanho da amostra da série no local j . Pelo método do *index-flood*, utilizando-se momentos-L, as regiões homogêneas são definidas pelas características locais e pelas curvas empíricas de frequência adimensionalizadas. Os p parâmetros da distribuição regional são calculados utilizando as médias ponderadas dos momentos-L e das razões-L amostrais das estações da região homogênea.

A determinação dos p parâmetros da distribuição regional $\hat{\theta}_k^R$, $k = 1, \dots, p$, é feita por meio da média ponderada pelo tamanho das séries, n_j , dos parâmetros locais $\hat{\theta}_k^{(j)}$, conforme apresentado na equação 3.3.

$$\hat{\theta}_k^R = \frac{\sum_{j=1}^N n_j \hat{\theta}_k^{(j)}}{\sum_{j=1}^N n_j} \quad (3.3)$$

Nessa equação, $\hat{\theta}_k^R$ é o parâmetro da distribuição regional, $\hat{\theta}_k^{(j)}$ representa as estimativas das estatísticas locais, k é o k -ésimo parâmetro estimado e n_j é o número de elementos da série de no local j , sendo N , o número de postos de monitoramento que compõem a região homogênea. O anexo II apresenta um resumo das funções de distribuições de probabilidades utilizadas no presente estudo e a estimativa de seus parâmetros utilizando momentos-L.

Tendo sido estimados os parâmetros da distribuição adimensional de frequências, as estimativas locais são feitas a partir da equação regional de distribuição de frequências, multiplicada pelo *index-flood*. A equação 3.4 descreve a estimativa dos quantis para um ponto dentro da região homogênea em que $\hat{X}_j(F)$ é o quantil no local de interesse j , $\hat{\mu}_j$ é o *index-flood*, estimado para o local, e $\hat{x}(F)$ é a curva regional de quantis estimada.

$$\hat{X}_j(F) = \hat{\mu}_j \hat{x}(F) \quad (3.4)$$

3.2.1.2 Os Momentos-L

Momentos-L consistem em um sistema alternativo para estimar parâmetros de distribuições de probabilidade, derivado dos Momentos Ponderados por Probabilidades (Hosking e Wallis, 1997). Momentos ponderados por probabilidades, para uma variável aleatória X , cuja função acumulada de probabilidade seja $F(\cdot)$, podem ser escritos como mostrado na equação (3.5).

$$M_{p,r,s} = E\{X^p[F(X)]^r[1 - F(X)]^s\} \quad (3.5)$$

Na equação, p , r e s são números reais. Quando r e s são nulos e p é um número não negativo, os momentos ponderados por probabilidades são iguais aos momentos convencionais. Dois casos particulares são de especial interesse: $M_{1,0,s} = \alpha_s$ e $M_{1,r,0} = \beta_r$, os quais se assemelhariam aos momentos convencionais, que podem ser escritos conforme as equações 3.6 e 3.7 (Naghetini e Pinto, 2007).

$$M_{1,0,s} = \alpha_s = \int_0^1 x(F)(1 - F)^s dF \quad (3.6)$$

$$M_{1,r,0} = \beta_r = \int_0^1 x(F)F^r dF \quad (3.7)$$

Momentos ponderados por probabilidades são difíceis de serem interpretados como medidas de escala e forma de uma distribuição de probabilidades, o que pode ser feito por meio de combinações lineares daqueles momentos (Hosking e Wallis, 1997). Em termos de momentos ponderados por probabilidades, momentos-L podem ser definidos, portanto, como mostrado nas equações (3.8) a (3.11).

$$\lambda_1 = \alpha_0 = \beta_0 \quad (3.8)$$

$$\lambda_2 = \alpha_0 - 2\alpha_1 = 2\beta_1 - \beta_0 \quad (3.9)$$

$$\lambda_3 = \alpha_0 - 6\alpha_1 + 6\alpha_2 = 6\beta_2 - 6\beta_1 + \beta_0 \quad (3.10)$$

$$\lambda_4 = \alpha_0 - 12\alpha_1 + 30\alpha_2 - 20\alpha_3 = 20\beta_3 - 30\beta_2 + 12\beta_1 - \beta_0 \quad (3.11)$$

É conveniente ainda o uso de razões adimensionais, denominadas razões-L, para descrever o formato de distribuições de probabilidade. Essas razões-L são mostradas nas equações (3.12) e (3.13) e podem ser associadas aos momentos convencionais, obtidos a partir de amostras de dados. Por exemplo, o Coeficiente de Variação-L, ou CV-L, (3.8) é uma medida análoga ao Coeficiente de Variação, C_v .

$$\tau_r = \lambda_r / \lambda_2 \quad (3.12)$$

$$\tau = \lambda_2 / \lambda_1 \quad (3.13)$$

Para cada distribuição de probabilidades, os parâmetros das distribuições podem ser estimados a partir de momentos-L e razões-L.

Para cada distribuição de probabilidades, os parâmetros das distribuições podem ser estimados a partir de momentos-L e razões-L. O Anexo-II descreve as funções de distribuições de probabilidades usadas no presente estudo e a forma com que os parâmetros dessas distribuições são estimados.

3.2.1.3 Medidas de discordância, heterogeneidade e aderência

Duas medidas são particularmente importantes para a verificação da homogeneidade de uma região e da consistência dos dados regionais e locais: a medida de heterogeneidade regional e a medida de discordância calculada para os postos. Além dessas medidas, na análise regional de frequência utilizando-se a metodologia de Hosking e Wallis (1997), é necessária a verificação da aderência dos dados regionais a uma distribuição de probabilidades específica, por meio da medida de aderência. Essas medidas serão descritas na sequência.

- Medida de Heterogeneidade

A medida de heterogeneidade regional utiliza a lógica de comparar a dispersão das razões-L das amostras que compõem a região em estudo com a dispersão das razões-L em uma região sabidamente homogênea. Essas regiões sabidamente homogêneas podem ser geradas utilizando-se simulações de Monte Carlo e uma distribuição genérica de cinco parâmetros Kapa, tendo como parâmetros as razões-L amostrais da região. Hosking e Wallis (1997, *apud* Naghettini e Pinto, 2007) recomendam que a medida de heterogeneidade baseie-se, preferencialmente, no cálculo do CV-L para as regiões analisada e simulada.

A medida de heterogeneidade estabelece uma comparação entre a dispersão observada e regiões homogêneas simuladas, definida pela equação (3.14), em que σ_V , é o desvio-padrão e μ_V é a média aritmética dos N valores de medidas de dispersão (V , na equação 3.15) simulados por meio do método de Monte Carlo. No método proposto por Hosking e Wallis (1997), 500 regiões homogêneas são geradas.

$$H = \frac{(V - \mu_V)}{\sigma_V} \quad (3.14)$$

$$V = \left[\frac{\sum_{j=1}^N n_j (t^j - t^R)}{\sum_{j=1}^N n_j} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (3.15)$$

De acordo com o teste de significância proposto pelos autores da metodologia, considera-se a região *aceitavelmente homogênea*, caso $H < 1$. Caso $H \geq 2$, a região deve ser classificada como *definitivamente heterogênea* e se $1 \leq H < 2$, a região é *possivelmente heterogênea*.

- Medida de Discordância

A medida de discordância visa identificar, dentro do grupo de amostras, quais dentre elas apresentam comportamento discrepante das estatísticas regionais. Para o cálculo dessa medida é necessário realizar estimativas de quocientes-L, a saber, o CV-L (τ), a Assimetria-L (τ_3) e a Curtose-L (τ_4). A ideia dessa medida é que esses quocientes sejam lançados em um espaço tridimensional e, caso algum dos pontos se afaste em demasia do conjunto das amostras, essa amostra é considerada discordante.

A medida de discordância do local j é dada pela expressão (3.16), sendo u_j o vetor $\{\tau, \tau_3, \tau_4\}$ e \bar{u} , o vetor médio da região. O valor S é a chamada matriz de covariância amostral, dada pela equação (3.17). O símbolo T indica a matriz transposta.

$$D_j = \frac{N}{3(N-1)} (u_j - \bar{u})^T S^{-1} (u_j - \bar{u}) \quad (3.16)$$

$$S = (N-1)^{-1} \sum_{i=1}^N (u_i - \bar{u})(u_i - \bar{u})^T \quad (3.17)$$

Conforme Hosking e Wallis (1997) os valores críticos para medida de discordância variam em função do número de postos na região. A Tabela 3.3 mostra os limites considerados pelos autores.

Tabela 3.3–Valores críticos à medida de discordância

Postos da região	D _{crítico}	Postos da região	D _{crítico}
5	1,333	11	2,632
6	1,648	12	2,757
7	1,917	13	2,869
8	2,140	14	2,971
9	2,329	≥15	3,000
10	2,491		

- Medida de Aderência

Conforme Hosking e Wallis (1997), a aderência de uma certa distribuição de probabilidades a dados observados deve considerar momentos de ordem superior, como a assimetria-L e a curtose-L. Nesse caso, pode-se julgar a aderência de determinada amostra a uma determinada distribuição de probabilidades pela medida com que essa distribuição aproxima-se das médias regionais de assimetria-L e curtose-L.

O cálculo da medida de aderência de cada distribuição candidata pode ser feito por meio da equação 3.18, em que t_4^R é a medida da curtose regional, σ_4 é o desvio padrão de t_4^R , obtido por meio da equação 3.19. Nesse caso, podem ser utilizados os resultados das 500 simulações realizadas para a definição da medida de heterogeneidade (considerando uma distribuição de probabilidades Kapa) e B_4 é o viés de t_4^R , dado pela equação 3.20.

$$Z^{Dist} = \frac{\tau_4^{Dist} - t_4^R + B_4}{\sigma_4} \quad (3.18)$$

$$\sigma_4 = \sqrt{\frac{\sum_{m=1}^{N_{SIM}} (t_4^m - t_4^R)^2 - N_{SIM} B_4^2}{N_{SIM} - 1}} \quad (3.19)$$

$$B_4 = \frac{\sum_{m=1}^{N_{SIM}} (t_4^m - t_4^R)}{N_{SIM}} \quad (3.20)$$

A hipótese de aderência será tão mais aceita, quanto mais próximo de zero for o resultado de Z para aquela distribuição candidata. Admite-se, contudo, um valor limite de aceitação $|Z^{Dist}| \leq 1,64$.

3.2.1.4 Premissas da análise regional com momentos-L

Antes de prosseguir, é relevante ressaltar que a utilização do método de análise regional com momentos-L parte de algumas premissas mencionadas em Hosking e Wallis (1997):

- (i) Observações em diferentes locais são igualmente distribuídas;
- (ii) Observações em um dado local são independentes entre si;
- (iii) Observações em diferentes locais são independentes;
- (iv) Distribuições de frequências em diferentes locais são idênticas, a menos de um fator de escala; e
- (v) A forma matemática da curva regional é exatamente especificada.

Algumas observações quanto ao método, especialmente para a análise de períodos secos, devem ser feitas.

É sabido que as observações de diferentes estações podem ser correlacionadas entre si, especialmente considerando que se trata da análise de períodos sem chuvas. Em geral, secas ocorrem em vastas regiões, diferentemente do caso de chuvas intensas que são pontuais. Sendo assim, é improvável que diante de uma grande densidade de postos de monitoramento a premissa (iii) seja observada.

Outra observação importante é com relação à premissa (v). É improvável ou até mesmo impossível que uma função matemática se aplique perfeitamente à região especificada. Em determinados casos, a aplicação pode requerer análises gráficas ou de isoietas, como é o caso de precipitações, quando não se consegue chegar a uma boa equação para a curva regional.

3.3 *Análise de Séries Temporais*

A análise de séries temporais, ou seja, a análise de uma série $Z(t_1), \dots, Z(t_n)$, observada nos instantes t_1, \dots, t_n pode ser realizada com os seguintes propósitos (Morettin e Tolo, 2006):

- a) Investigar o mecanismo gerador daquela série temporal;
- b) Fazer previsões de valores futuros da série;
- c) Descrever apenas o comportamento da série; e

- d) Procurar periodicidades relevantes nos dados.

No caso de análises de séries de chuvas (ou de secas), pode-se estar interessado em alcançar qualquer um dos objetivos de a) a d). O presente trabalho visa, utilizando funções de ondaletas, os objetivos a), c) e d), ou seja, investigar mecanismos geradores das secas, conhecer o comportamento dessas séries históricas, bem como procurar por periodicidades relevantes dos dados, por meio da análise espectral.

Quanto ao objetivo a), conhecer mecanismos geradores das séries de chuvas e de secas, serão investigadas as conexões estabelecidas entre as secas observadas e eventuais fatores geradores e, nessa situação, o conceito de sistemas dinâmicos, ilustrado por Morettin e Toloï (2006), pode ser mencionado. Esse sistema pode ser descrito por uma série de entrada $X(t)$, uma série de saída $Z(t)$ e uma função de transferência $v(t)$, conforme ilustra a Figura 3.6.

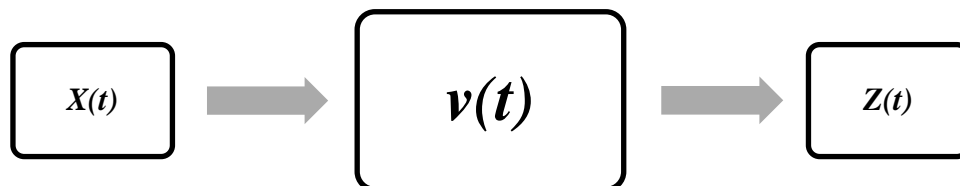


Figura 3.6: Sistema dinâmico.

Nesses sistemas, os problemas de interesse a serem estudados são, conforme Morettin e Toloï (2006):

- a) Estimar a função de transferência $v(t)$;
- b) Fazer previsões da série $Z(t)$, com o conhecimento da série de entrada $X(t)$;
- c) Estudar o comportamento do sistema, simulando a série de entrada $X(t)$;
- d) Controlar a série de saída $Z(t)$.

Neste trabalho, de certa forma são visados, principalmente, os objetivos b) e d), na medida em que a série $Z(t)$ corresponde às séries históricas de secas, obtidas por meio do *SPI*. A existência de uma relação $v(t)$, baseada em possíveis séries de entrada $X(t)$, poderia ser eficiente em prever o comportamento de $Z(t)$, fazendo com que sejam observados ganhos na gestão do fenômeno. No presente estudo, pretende-se verificar se o fenômeno *El Niño*

Oscilação Sul (ENOS) e a Oscilação Decenal do Pacífico (ODP) podem funcionar como séries de entrada ($X(t)$) de tal modo que possam influenciar a ocorrência de secas na região de estudo. Porém, não há a pretensão de descrever precisamente uma função de transferência exata.

3.3.1 Processos estacionários

Uma suposição comumente feita na análise de processos estocásticos é a de estacionariedade. De modo geral, pode-se dizer que um processo $X(t)$ é estacionário se ele se desenvolve no tempo, de modo que a escolha da origem do tempo da série não seja importante (Morettin, 1999). É o mesmo que afirmar que a série temporal se desenvolve no tempo, aleatoriamente, em torno de uma média constante, refletindo alguma forma de equilíbrio estável (Morettin e Tolo, 2006).

Em séries hidrológicas, é comum que nem sempre essa característica seja estritamente observada, uma vez que tendências de variações da média ou da variância, ou ocorrência de saltos nas séries históricas de variáveis hidrológicas não são raras. Ainda que nem sempre essa condição seja estritamente satisfeita, técnicas de análises de séries temporais, tal como a análise de Fourier, são comumente utilizadas na identificação de ciclos em séries históricas de fenômenos hidrológicos.

3.3.2 Análise de Fourier

A análise de séries temporais, ou análise de sinais, consiste basicamente em buscar similaridades entre um sinal (ou série histórica ou função) e funções matemáticas conhecidas, comumente carregadas de significado físico. Em matemática, o grau de semelhança entre dois sinais, $x(t)$ e $y(t)$, pode ser indicado utilizando-se o produto escalar definido na equação 3.21 (Labat, 2005a).

$$I_{XY} = \int_{-\infty}^{\infty} x(t)y(t)dt \quad (3.21)$$

A análise de Fourier é um caso particular de análise de sinais, em que se busca aproximar um determinado sinal (ou determinada séries histórica ou função), designado por $x(t)$, a uma combinação linear de componentes senoidais, em diferentes frequências. Nessa situação

particular, é feito uso da fórmula de Euler (Equação 3.22), com base na qual o sistema de exponenciais complexas é relacionado com o sistema de senos e cossenos.

$$y(t) = e^{int} = \cos(nt) + i\text{sen}(nt) \quad (3.22)$$

Na equação 3.22, n pertence ao domínio dos números inteiros e i indica a base dos números complexos. Em outras palavras, o conjunto $\{\omega_n(t) = e^{int}, n = 0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$ de funções de período 2π , forma a base para a análise de Fourier (Morettin, 1999). Como resultado da transformada de Fourier, têm-se os coeficientes de Fourier $F(\omega)$, que, quando multiplicados por uma função seno ou cosseno de frequência apropriada ω , resultam nas componentes senoidais do sinal original.

Essencialmente, essa abordagem consiste na quebra de um sinal no domínio do tempo em um somatório de senos e cossenos de diferentes frequências com intuito de avaliar quais dessas frequências predominam sobre o comportamento do sinal ou da série temporal em análise. É o mesmo que afirmar que a análise de Fourier retira a série do domínio do tempo e a representa no domínio da frequência (Labat, 2005a).

A Figura 3.7 ilustra o processo da análise de Fourier, ressaltando a decomposição de um sinal original em suas componentes senoidais de diferentes frequências. Ressalte-se que as componentes senoidais são estacionárias, com mesma variância e média ao longo do tempo. Por esse motivo, a transformada de Fourier é também limitada ao caso de sinais estacionários.

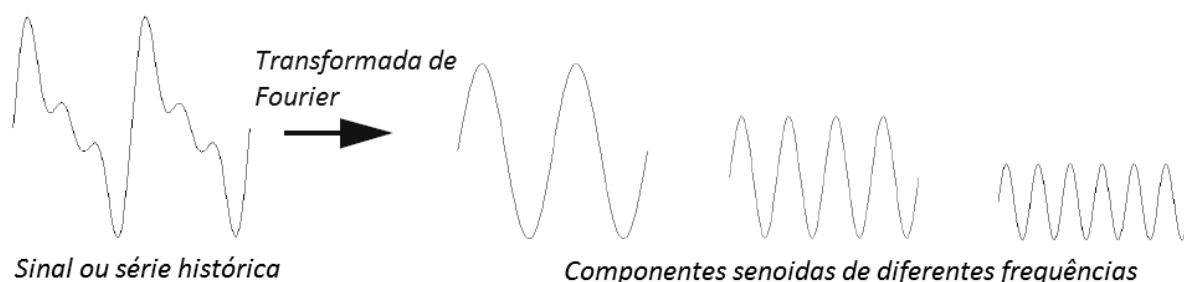


Figura 3.7: Análise de Fourier.

Fonte: MISITI *et al.*, 1996.

O periodograma é uma forma de representação dos resultados na análise de Fourier. Nesse gráfico, o eixo das abscissas representa os períodos de oscilação e o eixo das ordenadas a intensidade do sinal, representado pelo módulo do transformada para aquele período. A Figura 3.8 apresenta o resultado da aplicação do algoritmo da Transformada Rápida de

Fourier (TRF) aos dados de chuva do posto São Francisco (código ANA 01544012), apontando para clara periodicidade anual da série (período de 12 meses).

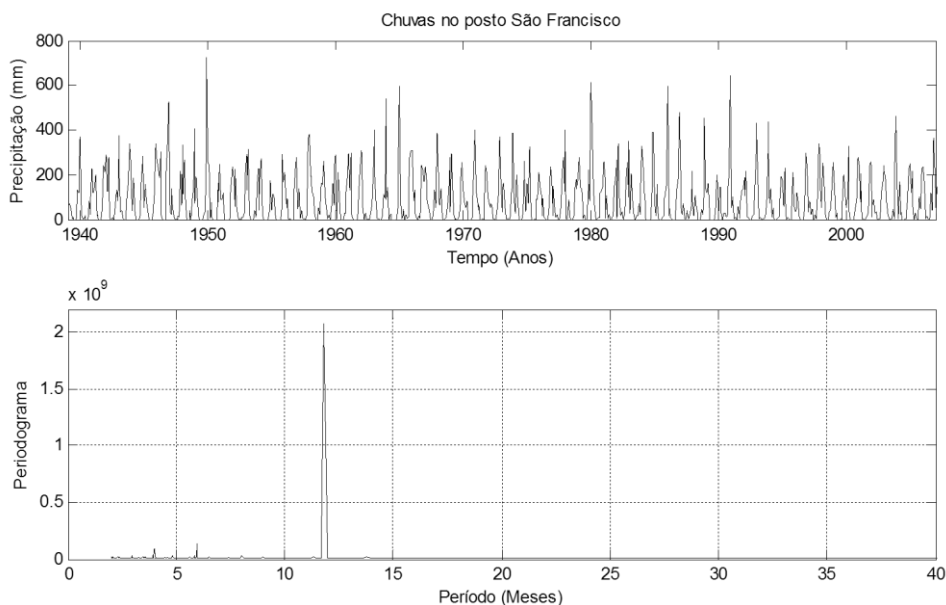


Figura 3.8: Periodograma da série de precipitações totais mensais no posto pluviométrico São Francisco (01544012).

Uma aplicação dessa análise, que decorre da capacidade de ressaltar periodicidades nos sinais, é a identificação de relações entre séries históricas possivelmente associadas, por meio da observação de periodicidades comuns a essas séries. Essa propriedade permite que sejam identificadas eventuais relações entre fenômenos físicos, caso eles obedeçam a periodicidades semelhantes, indicando causas subjacentes semelhantes.

Contudo, apresenta limitações e uma das principais é que a análise de Fourier limita-se à análise de sinais estacionários. Na presença de instabilidades, tendências a oscilações, saltos, quebras ou não-estacionariedades, essas particularidades são perdidas, uma vez que a análise de Fourier não é a ferramenta mais apropriada para identificação dessas alterações de comportamento ao longo do tempo.

3.3.3 Análise de sinais não-estacionários e análise de ondaletas

A primeira tentativa de superar a limitação da análise de Fourier quanto à análise de sinais estacionários, desenvolvida por Gabor (1946), foi a transformada “janelada” de Fourier (tradução de Morettin, 1999, do termo em inglês *windowed Fourier transform* ou *short-time Fourier transform*), que consiste em realizar a análise de Fourier em janelas de comprimento

δt ao longo do comprimento total $N\delta t = T$, retornando frequências que poderiam variar entre T^{-1} e $(2\delta t)^{-1}$ em cada intervalo de tempo. Nessa situação, a transformada é calculada em vários períodos de tempo ao longo da série histórica e fornece uma representação tempo-frequência da série original. Contudo, esse processo é limitado por uma janela fixa no domínio tempo-frequência, o que torna difícil capturar componentes de alta e baixa frequência de um sinal simultaneamente (Morettin, 1999).

Quase quarenta anos após a contribuição da Gabor (1946), estudos conjuntos de Grossman e Morlet (1984 *apud* Mallat, 2008), o primeiro em sismologia e o segundo em física teórica, levaram à formalização da transformada contínua de ondaletas, ainda que a ideia principal não fosse nova para matemáticos que trabalhavam com análise harmônica. Desse ponto em diante, um volume muito grande de trabalhos de pesquisadores em diversas especialidades multiplicaram-se. Outras referências importantes no campo de estudo das ondaletas são os trabalhos de Morlet (1981, 1983, *apud* Morettin, 1999), Grossman (1988 *apud* Morettin, 1999) e Grossman e Morlet (1985 *apud* Morettin, 1999). Em Meyer (1985, 1986, 1987, 1988, *apud* Morettin, 1999) é introduzido o modelo discreto da transformada.

A ideia fundamental dessa análise é que a transformada contínua de ondaletas apresenta a capacidade de detectar, em um sinal, componentes de diferentes frequências. Ou seja, ela é capaz de capturar componentes de alta e baixa frequência, funcionando como uma janela que aumenta e diminui com esse intuito. Em outras palavras, a análise de Ondaletas é capaz de captar tanto o comportamento local, quanto o comportamento global de um sinal, simultaneamente (Morettin, 1999).

3.3.3.1 Formulação matemática

A transformada contínua de ondaletas (tradução do termo em inglês *Continuous Wavelet Transform*) é técnica análoga àquela de Fourier, tendo a particularidade de, ao invés do uso da fórmula de Euler (equação 3.22), são utilizadas funções de ondaletas.

Uma função de ondaleta, ψ , é uma função de média igual a zero (equação 3.23), a qual é dilatada por meio de um parâmetro de escala (s) e transladada por um parâmetro de posição u (equação 3.24).

$$\int_{-\infty}^{\infty} \psi(t) dt = 0 \quad (3.23)$$

$$\psi_{u,s}[x(t)] = \frac{1}{\sqrt{s}} \psi\left(\frac{t-u}{s}\right) \quad (3.24)$$

A transformada de ondaletas de um determinado sinal $x(t)$ é obtida também pelo produto escalar apresentado na equação 3.21, sendo descrito pela integral ao longo do tempo do produto entre o sinal $x(t)$ e a função de ondaletas ψ . Na escala s e na posição u , a transformada de ondaleta $W(u, s)$ é obtida por meio da equação 3.25 (Mallat, 2008).

$$W(u, s) = \int_{-\infty}^{\infty} x(t) \frac{1}{\sqrt{s}} \psi^*\left(\frac{t-u}{s}\right) dt \quad (3.25)$$

O asterisco da função de ondaleta indica o conjugado complexo da função. A transformada de ondaleta mede as variações tempo-frequência de componentes espectrais de determinado sinal com diferentes resoluções tempo-frequência. Em outras palavras, ela correlaciona um sinal $x(t)$ com a função de ondaleta no tempo u e na escala s , $\psi_{u,s}$.

A transformada apresentada na equação 3.25 pode ser escrita como uma integração no domínio das frequências (equação 3.26), aplicando-se a equação de Percival (1995), a qual indica que o produto interno em $L^2(R)$ é conservado pela transformada de Fourier por um fator de 2π .

$$W(u, s) = \int_{-\infty}^{\infty} x(t) \psi^*_{u,s}(t) dt = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \hat{x}(\omega) \hat{\psi}^*_{u,s}(\omega) d\omega \quad (3.26)$$

O coeficiente de ondaleta $W(u, s)$, portanto, depende do valor do sinal $x(t)$ e da transformada de Fourier do sinal $\hat{x}(\omega)$, na região espaço-temporal em que a “energia” de $\psi_{u,s}$ e a transformada de Fourier da função de ondaleta $\hat{\psi}_{u,s}$ se concentram (Mallat, 2008). O uso do termo **energia**, associado a aplicações em termodinâmica, será explicado no tópico 3.3.3.6.

No domínio do tempo, $\psi_{u,s}$ é centrada em u e espalha-se proporcionalmente a s . Sua transformada de Fourier $\hat{\psi}_{u,s}$ é calculada por meio da equação 3.27.

$$\hat{\psi}_{u,s}(\omega) = e^{-iu\omega} \sqrt{s} \hat{\psi}(s\omega) \quad (3.27)$$

Já para a análise de escalas de determinado sinal (o que pode também ser convertido em domínio da frequência, como será visto no item 3.3.3.11), uma ondaleta analítica complexa é utilizada. A energia de $\hat{\psi}_{u,s}$ é concentrada em um intervalo de frequência positiva centrado em η/s cujo tamanho é escalonado por $1/s$. Um núcleo da transformada de ondaleta, ou o ponto em torno do qual o resultado da transformada é representado é mostrado no espectro de ondaletas da Figura 3.9.

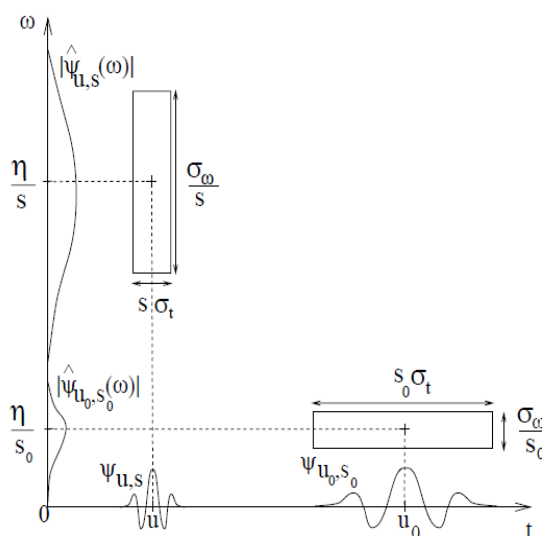


Figura 3.9: Espaços tempo-frequência de duas ondaletas $\psi_{u,s}$ e ψ_{u_0,s_0}

Fonte: MALLAT, 2008.

Nessa figura no eixo das abcissas é representado o tempo, enquanto no eixo das ordenadas, as frequências. A transformada de ondaleta é representada nessa figura, simbolicamente, por um retângulo, centrado no ponto $(u, \eta/s)$. O tempo e a frequência são espalhados proporcionalmente à escala s e a seu inverso $1/s$, respectivamente. À medida que s varia, a altura e largura do retângulo variam, porém mantendo a área constante. Notar que uma escala maior implica em uma função de ondaleta que cobrirá maior amplitude do sinal. Para escalas menores, a função de ondaleta também é mais restrita no tempo. O valor da energia do sinal, representado pelo valor do módulo da transformada, usualmente é representado em uma escala de cores.

3.3.3.2 Transformada contínua de um sinal discreto

Torrence e Compo (1998) descrevem a transformada contínua de ondaletas de um sinal discreto x_n por meio da equação 3.28.

$$W_n(s) = \sum_{t=0}^{N-1} x_t \psi^* \left[\frac{(t-u)\delta t}{s} \right] \quad (3.28)$$

Essa formulação é uma adaptação da definição da transformada (equação 3.25) a um sinal discreto, com espaçamento constante δt . Da mesma forma que na definição, o asterisco na função de ondaleta (ψ^*) indica seu conjugado complexo. Variando-se a escala s , e transladando o sinal ao longo de u , é possível construir uma imagem mostrando a variação da energia do sinal em função da escala, ao longo do tempo.

A transformada de ondaleta pode ser calculada conforme a equação 3.28, porém Torrence e Compo (1998) recomendam seu cálculo dentro do espaço de Fourier, o que pode ser feito economizando significativamente o volume de cálculos a ser desenvolvido. Para aproximar a transformada contínua de ondaleta, a convolução (equação 3.28) deve ser feita N vezes para cada escala, em que N é o número de pontos da série histórica. Tendo escolhido N pontos, o teorema da convolução permite realizar todas as N convoluções simultaneamente no espaço de Fourier, usando uma transformada discreta de Fourier. A equação 3.29 apresenta a expressão da transformada discreta de Fourier.

$$\hat{x}_k = \frac{1}{N} \sum_{n=0}^N x_n e^{-2\pi i k n / N} \quad (3.29)$$

Em que $k = 0, \dots, n, \dots, N-1$ é o índice de frequência. No limite contínuo, a transformada de Fourier de uma função $\psi(t/s)$ é dada por $\hat{\psi}(s\omega)$. Pelo teorema da convolução, a transformada de ondaleta é a transformada inversa de Fourier do produto expresso pela equação 3.30.

$$W_n(s) = \sum_{k=0}^{N-1} \hat{x}_t \hat{\psi}^*(s\omega_k) e^{i\omega_k n \delta t} \quad (3.30)$$

Em que a frequência angular ω_k é dada pela expressão 3.27.

$$\omega_k = \begin{cases} \frac{2\pi k}{N\delta t} : k \leq \frac{N}{2} \\ -\frac{2\pi k}{N\delta t} : k > \frac{N}{2} \end{cases} \quad (3.31)$$

Usando (3.26) e uma rotina padrão da transformada de Fourier, é possível calcular a transformada contínua de ondaleta (para um dado s), em todo n , simultânea e eficientemente (Torrence e Compo, 1998).

3.3.3.3 Propriedades das funções de ondaletas

As funções de ondaletas apresentam algumas propriedades específicas. A primeira delas, apresentada por Morettin (1999) é uma condição de admissibilidade que é a própria definição de função de ondaleta. Essa propriedade é aquela que define que, no domínio dos números reais, a média da função deve ser igual a zero. Essa propriedade já foi apresentada pela equação (3.23).

A segunda condição é mostrada pela equação (3.32), a qual define que funções ondaletas não podem divergir. Morettin (1999) afirma ainda que não só essas funções devem convergir, como devem fazê-lo rapidamente.

$$\int_{-\infty}^{\infty} |\psi(t)| dt < \infty \quad (3.32)$$

Outra importante propriedade das funções de ondaletas é que os primeiros $r - 1$ momentos de ψ se anulam. Tal fato é mostrado pelas equações (3.33) e (3.34). A medida de r é associada ao grau de suavidade, ou regularidade de ψ . Quanto maior r , mais suave será ψ .

$$\int_{-\infty}^{\infty} t^j \psi(t) dt = 0, j = 0, 1, \dots, r - 1 \quad (3.33)$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} |t^j \psi(t)| dt < \infty \quad (3.34)$$

3.3.3.4 Normalização

Para assegurar que a transformada de ondaleta, em cada escala s seja comparável, com diferentes escalas e com outras séries, a função de ondaleta em cada escala s deve ser

normalizada para que tenha energia unitária. Funções normalizadas são apresentadas com índice “0”. Essa normalização é feita utilizando a equação 3.35.

$$\hat{\psi}(s\omega_k) = \left(\frac{2\pi s}{\delta t}\right)^{1/2} \hat{\psi}_0(s\omega_k) \quad (3.35)$$

Cada função escala $\hat{\psi}_0$ é definida de modo que sua integral no domínio das frequências seja igual a 1, conforme apresentado na equação 3.36.

$$\int_{-\infty}^{+\infty} |\hat{\psi}_0(\omega')|^2 d\omega' = 1 \quad (3.36)$$

Tendo normalizado a função de ondaletas, em cada escala s , a transformada de ondaleta é ponderada apenas pela amplitude dos coeficientes de Fourier e não pela função de ondaleta.

3.3.3.5 Espectro de ondaletas

Em geral, a função de ondaleta $\psi(\eta)$ é uma função complexa, o que implica que a transformada $W_n(s)$ também é complexa. Sendo assim, ela pode ser dividida em parte real $\Re\{W_n(s)\}$ e parte imaginária $\Im\{W_n(s)\}$, ou em amplitude, $|W_n(s)|$, e fase, $\tan^{-1}[\Im\{W_n(s)\}/\Re\{W_n(s)\}]$. O espectro de ondaletas pode ser definido, portanto, pelo valor absoluto da transformada $|W_n(s)|^2$.

Para simplificar a comparação entre diferentes espectros de ondaletas, é desejável encontrar uma normalização para eles. Usando a normalização (3.30) e a transformada (3.26), o valor esperado de $|W_n(s)|^2$ é igual a N vezes o valor esperado da transformada de Fourier do sinal x_k (ou seja, $|\hat{x}_k|^2$). Para uma série ruído-branco (tipo de sinal formado pela combinação de diversas frequências, em que não há predominância de nenhuma delas) esse valor esperado é igual a σ^2/N , em que σ^2 é a variância. Sendo assim, para um processo ruído-branco, o valor esperado para a transformada de ondaleta é igual a $|W_n(s)|^2 = \sigma^2$ para todo u e s . O espectro normalizado de ondaleta resulta então em $|W_n(s)|^2/\sigma^2$, ou seja, o espectro reflete o tanto que o sinal diferencia-se de um ruído ou de um sinal aleatório.

3.3.3.6 Nomenclatura

É comum o uso de termos da termodinâmica na análise de ondaletas quando aplicada a eventos hidrológicos (Labat, 2005a). Um desses termos comumente utilizado nessa análise é *energia*. A partição da energia de determinado sinal permite determinar quais escalas

concentram sua dinâmica essencial. Segundo Labat (2005a), a ideia de construção do espectro de ondaletas parte do conceito de conservação de energia do domínio do tempo, bem como no domínio escala-tempo. Sendo assim, a variância de ondaletas total (ou energia) do sinal é distribuída ao longo do espectro de ondaletas. Dito de outra maneira, os coeficientes de ondaletas $|W_n(s)|^2$, os quais compõem o espectro, são reflexo da energia do sinal em determinado ponto e em determinada escala: quanto maior o valor do coeficiente, mais energia tem o sinal naquele ponto, portanto, maior sua variância de ondaletas, ou maior sua correlação com a função de ondaletas $\psi(\eta)$.

3.3.3.7 Funções de Ondaletas

São diversas as famílias de funções de ondaletas. De fato, desde que a função satisfaça as propriedades mencionadas no item 3.3.3.3, ela pode assim assumir essa denominação. A Tabela 3.4 apresenta exemplo de algumas funções de ondaletas já normalizadas, bem como algumas de suas propriedades. Essas propriedades serão aprofundadas nos tópicos seguintes.

Tabela 3.4—Funções de ondaletas e suas propriedades.
Fonte: TORENCE e COMPO, 1998.

Nome 1	$\psi_0(\eta)$ 2	$\hat{\psi}_0(s\omega)$ 3	Período “e-folding” 4	Comprimento de onda de Fourier 5
Morlet (ω_0 = frequência)	$\pi^{-1/4} e^{i\omega_0\eta} e^{-\eta/2}$	$\pi^{-1/4} H(\omega) e^{-(s\omega - \omega_0)^2/2}$	$\sqrt{2}s$	$\frac{4\pi s}{\omega_0 + \sqrt{2 + \omega_0^2}}$
Paul (m = ordem)	$\frac{2^m i^m m!}{\sqrt{\pi(2m)!}} (1 - i\eta)^{-(m+1)}$	$\frac{2^m}{\sqrt{m(2m-1)}} H(\omega) (s\omega)^m e^{-s\omega}$	$s/\sqrt{2}$	$\frac{4\pi s}{2m+1}$
DOG (m = derivada)	$\frac{(-1)^{m+1}}{\sqrt{\Gamma(m + \frac{1}{2})}} \frac{d^m}{d\eta^m} (e^{-\eta^2/2})$	$\frac{i^m}{\sqrt{\Gamma(m + \frac{1}{2})}} (s\omega)^m e^{-(s\omega)^2/2}$	$\sqrt{2}s$	$\frac{2\pi s}{\sqrt{m + \frac{1}{2}}}$

Uma crítica comum à análise de ondaletas é a arbitrariedade na escolha da função ψ_0 , arbitrariedade também recorrente em outras análises, tais como Fourier, Bessel, Legendre, etc. Alguns fatores podem interferir na escolha da função (Torrence e Compo, 1998):

1. Ortogonal ou não-ortogonal: na análise ortogonal produz-se um espectro de ondaletas que contém blocos discretos, o que é útil para o processamento de sinais na medida em que resulta em uma representação mais compacta. Para a análise de séries históricas, uma alternância aperiódica da série histórica produz um espectro diferente. Já uma análise não-ortogonal é altamente redundante em escalas maiores, onde o espectro em períodos adjacentes é fortemente correlacionado. A transformada não-ortogonal é útil para análises de séries históricas e séries em que são esperadas variações na amplitude das ondaletas suaves e contínuas.
2. Complexa ou real: Uma função de ondaleta complexa retornará informação sobre a amplitude e fase e é melhor para capturar comportamento oscilatório. Uma função real retorna apenas uma única componente e pode ser usada para isolar picos ou descontinuidades.
3. Largura: a resolução de uma função de ondaleta é determinada pelo balanço entre a largura no espaço real e a largura no espaço de Fourier. Uma função precisa no tempo terá uma boa resolução no tempo, porém uma resolução pobre na frequência. Ao contrário, uma função menos precisa no tempo terá boa resolução na frequência.
4. Forma: a função de ondaleta deve refletir o tipo de característica das séries históricas. Para séries com saltos e descontinuidades pontuais seria interessante uma função do tipo Haar (Torrence e Compo, 1998), ou semelhante, enquanto para variações suaves, deveria ser escolhida uma função também mais suave.

Torrence e Compo (1998), apesar de descreverem esses critérios na escolha da função de ondaletas, afirmam que, se o objetivo da análise é a construção de um espectro, a escolha da função não é crítica, uma vez que qualitativamente o resultado do uso de diferentes funções não é significativamente diferente.

No presente trabalho, será dada preferência ao uso da função de Morlet, uma função não ortogonal, complexa, utilizada em diversos estudos na tentativa de caracterizar ciclos de fenômenos hidrológicos. Por exemplo, os próprios Torrence e Compo (1998) fizeram uso da função de Morlet na caracterização do fenômeno *El Niño*, apresentando boa resolução visual. Os testes realizados para as análises das séries de *SPIs* também mostraram que a função de Morlet fornece espectros bastante interessantes, possibilitando boa identificação desses ciclos, quando comparado com o uso de outras funções.

3.3.3.8 Espectros médios ao longo das escalas e dos tempos

Caso seja interessante o cálculo de valores médios de coeficientes de ondaletas ao longo de tempos específicos é possível realizar o cálculo do espectro médio ao longo do intervalo, por exemplo, entre t_1 e t_2 , por meio da equação 3.37.

$$\bar{W}_n^2(s) = \frac{1}{t_a} \sum_{t=t_1}^{t_2} |W_n^2(s)|^2 \quad (3.37)$$

Em que t_a corresponde ao número de períodos para o qual a média foi calculada. No caso limite, é possível construir o espectro global de ondaletas (equação 3.38), utilizando todos os elementos do sinal para o cálculo da média. Nesse caso a representação é semelhante ao espectro de Fourier, na qual é destacado o período de oscilação dominante ao longo de todas as escalas, na média.

$$\bar{W}_n^2(s) = \frac{1}{N} \sum_{t=0}^{N-1} |W_n^2(s)|^2 \quad (3.38)$$

Comparações entre os espectros de Fourier e espectros globais de ondaletas foram feitos por Hudgins *et al.* (1993) e Perrier *et al.* (1995, *apud* Torrence e Compo, 1998). Além desses trabalhos, Percival (1995) demonstra que o espectro global de ondaletas propicia uma estimativa do “verdadeiro” espectro de uma série histórica de modo não enviesado e mais consistente que a análise de Fourier.

Da mesma forma que é possível a obtenção do espectro médio ao longo do tempo, pode ser interessante para determinadas análises a construção de um gráfico que forneça a energia (ou variância) de ondaleta média ao longo das escalas. Essa grandeza pode ser definida pela média das energias dentro do espectro, ponderadas pela escala, conforme equação 3.39.

$$\bar{W}_n^2(s) = \frac{\delta j \delta t}{C_\delta} \sum_{j=j_1}^{j_2} \frac{|W_n(s_j)|^2}{s_j} \quad (3.39)$$

Na equação 3.39, δj e C_δ são parâmetros obtidos empiricamente para funções de ondaletas (para função de Morlet, por exemplo, considerando a frequência ω_0 igual a 6, $\delta j = 0,6$ e $C_\delta = 0,776$) e δt corresponde ao período. Uma vez que é comum a literatura atribuir ao resultado da análise de ondaletas a nomenclatura C^2 , ao invés de W^2 , os resultados apresentados dos espectros globais e das variâncias médias ao longo das escalas, estão representados como $degC^2$, remetendo ao grau de C^2 .

3.3.3.9 Escolha das escalas

Tendo escolhido uma função de ondaleta, é necessário selecionar um conjunto de escalas s a ser utilizado na transformada de ondaletas. Para uma ondaleta ortogonal, existe uma limitação a um conjunto de escalas discretas, dadas por Farge (1992 *apud*, Torrence e Compo, 1998). Para análises não ortogonais (o que é o caso da análise com função Morlet, realizada no presente trabalho), um conjunto arbitrário de escalas pode ser escolhido para construir um desenho mais completo.

É conveniente a escolha da escala como uma potência de 2, ou seja, $s_j = s_0 2^{j\delta_j}$, tal que $j = 0, \dots, J$, e $J = \delta_j^{-1} \log_2(N\delta t/s_0)$, em que s_0 é a menor escala solucionável e J determina a maior escala. A escala s_0 deve ser escolhida de tal modo que o período equivalente de Fourier seja aproximadamente igual a $2\delta t$. A escolha de um δt suficientemente pequeno depende da largura da função de ondaleta no espaço espectral. Para função Morlet, por exemplo, δt é aproximadamente 0,5, contudo para outras funções pode ser maior. Menores δt fornecem melhores resoluções.

3.3.3.10 Cone de Influência

Em virtude de se estar trabalhando com séries históricas finitas, erros ocorrerão no início e no fim do período do espectro, uma vez que a transformada de Fourier assume que o dado é cíclico. Uma solução é preencher o início e o fim da série com zeros, antes de realizar a transformada e depois removê-los. O número de zeros deve ser suficiente para levar a série de N elementos até o próximo nível de potência 2, limitando o efeito de fronteira e acelerando a transformada de Fourier.

Preencher com zeros introduz descontinuidades nas extremidades e, em escalas maiores, diminui a amplitude em suas proximidades, na medida em que mais zeros entram na análise. O cone de influência é a região do espectro de ondaletas onde os efeitos de extremidade tornam-se relevantes e são definidos aqui como o período “*e-folding*” para a autocorrelação da ondaleta em cada escala.

Esse período é escolhido de tal maneira que a “energia” da ondaleta para uma descontinuidade na extremidade do espectro caia a um fator de e^{-2} e assegure que o efeito de fronteira seja desprezível a partir desse ponto. Para séries históricas cíclicas o preenchimento com zeros e o uso do cone não são necessários.

O tamanho do cone em cada escala também fornece uma medida do período de “decorrelação” para um pico único na série histórica. Comparando a largura de um pico no espectro com o período de “decorrelação”, é possível distinguir entre um pico no dado (possivelmente devido a um ruído aleatório) e um componente harmônico em uma frequência de Fourier equivalente.

3.3.3.11 Escala e frequência de ondaletas

A relação entre o período equivalente de Fourier e a escala de ondaleta pode ser deduzida analiticamente para uma dada função de ondaleta em particular, substituindo uma onda cosseno de uma frequência conhecida na função (3.26) e calculando a escala s na qual o espectro de ondaleta alcança um valor máximo (Meyers *et al.*, *apud* Torrence e Compo, 1998). A Tabela 3.4, em sua coluna 5, apresenta fórmulas que possibilitam a conversão das escalas de ondaletas em períodos de Fourier. Esses períodos são importantes na observação do espectro, uma vez que observar o espectro em termos de frequências (ou períodos) é mais prático, principalmente se o objetivo da análise seja extrair informações sobre a presença de ciclos periódicos nas séries.

3.3.3.12 Análise de sinais por meio de funções de ondaletas

Com o objetivo de melhorar a compreensão das possibilidades da análise de ondaletas e quais os possíveis resultados que podem ser obtidos por meio da análise, é proposto o estudo de sinais básicos com comportamento conhecido. Os sinais analisados serão: aleatórios; senoidais com uma componente aleatória; aleatórios em torno de uma média crescente; aleatório com variância crescente; tendência a saltos; mudança brusca na frequência; e mudança gradual de frequência. Os dois primeiros sinais apresentam comportamento estacionário, enquanto os cinco últimos são sinais não estacionários.

- Sinal aleatório

Um sinal aleatório ao longo do tempo pode ser descrito por meio da expressão 3.40. Essa expressão indica que um valor aleatório entre zero e um, $\varepsilon(0,1)$, produzido por um gerador de números aleatórios, independente do tempo t , subtraído por 0,5, para que o sinal oscile em torno de zero.

$$x(t) = \varepsilon(0,1) - 0,5 \tag{3.40}$$

A Figura 3.10 exemplifica o resultado de uma análise de ondaletas aplicada a esse sinal aleatório, utilizando-se da função de ondaleta Morlet. Em primeiro lugar é apresentado um sinal aleatório (a), criado por meio de um gerador de números aleatórios, seguido do espectro de ondaletas (b). Esse espectro destaca alguns períodos localizados de variabilidade significativa, indicada por manchas vermelhas escuras.

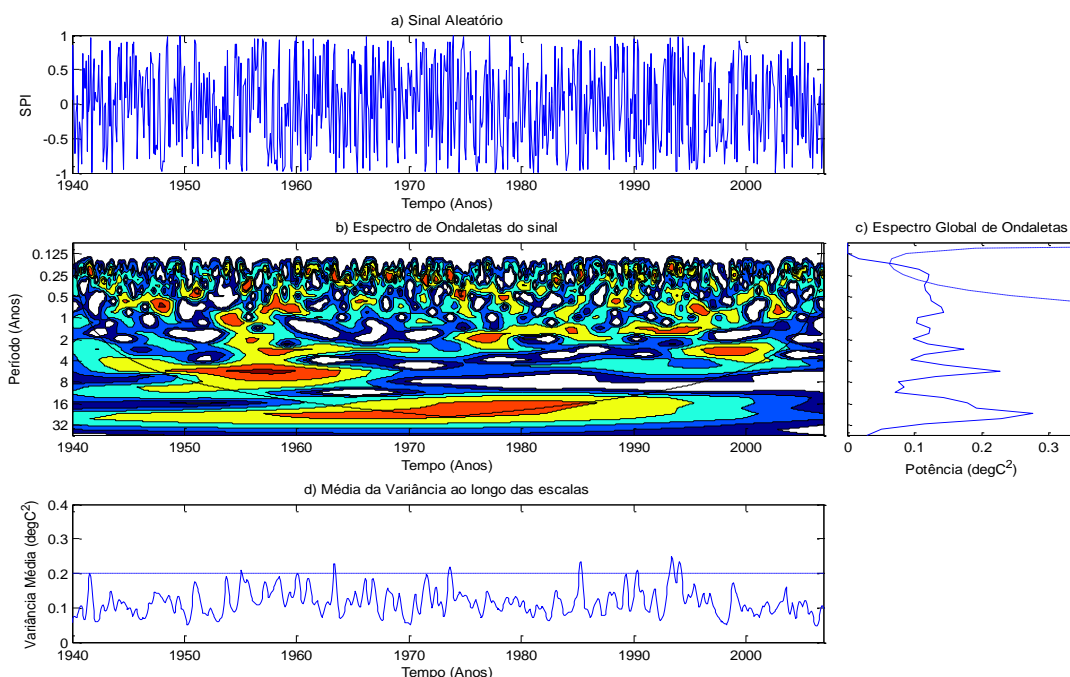


Figura 3.10: (a) Sinal aleatório, (b) espectro de ondaletas, (c) espectro global de ondaletas e (d) variância média de ondaletas ao longo das escalas.

Pelos gráficos auxiliares (c e d), pode-se observar que o gerador de números aleatórios acabou criando um sinal com significativa oscilação no período entre 1994 e 1995. Pela observação dos espectros (de ondaletas – a – e global – b) destaca-se que o sinal apresenta essa oscilação para uma escala anual, ou seja, nesse período o sinal apresentou uma oscilação anual. Outras escalas de oscilação detectadas foram para um período de oscilação de 4 anos, entre 1955 e 1960, e de 16 anos ao longo do período de 1970 e 1980.

Essas escalas de oscilação identificadas foram bastante suaves indicando modificações pouco significativas do sinal ao longo do tempo. Vale destacar ainda que foram fortuitas as observações desses ciclos, uma vez que o sinal gera a série histórica de modo aleatório. Possivelmente, o espectro de ondaleta obtido seria semelhante àquele obtido a partir da análise de um sinal estacionário, com a presença de um harmônico muito fraco ao longo do tempo.

- Sinal senoidal com componente aleatória

Um sinal com uma componente senoidal e outra componente aleatória de mesma amplitude foi gerado utilizando-se a expressão 3.41.

$$x(t) = \cos(\omega t) + \varepsilon(0,1) - 0,5 \quad (3.41)$$

A observação dos gráficos apresentados na Figura 3.11 permite concluir que, de fato, o sinal apresenta uma periodicidade anual, ao longo de todo o período histórico. Pelo espectro de ondaletas, observa-se que, de fato, uma mancha vermelha escura prolonga-se desde 1940 até 2006, indicando que o harmônico anual preponderou por todo o período histórico. Pelo espectro global de ondaletas, observa-se a predominância bastante significativa de um ciclo anual sobre o sinal. A variância média ao longo do tempo identifica que, a despeito de oscilações localizadas, em todo o período histórico preponderou o mesmo comportamento no sinal. Trata-se, portanto de um típico sinal estacionário com periodicidade claramente anual.

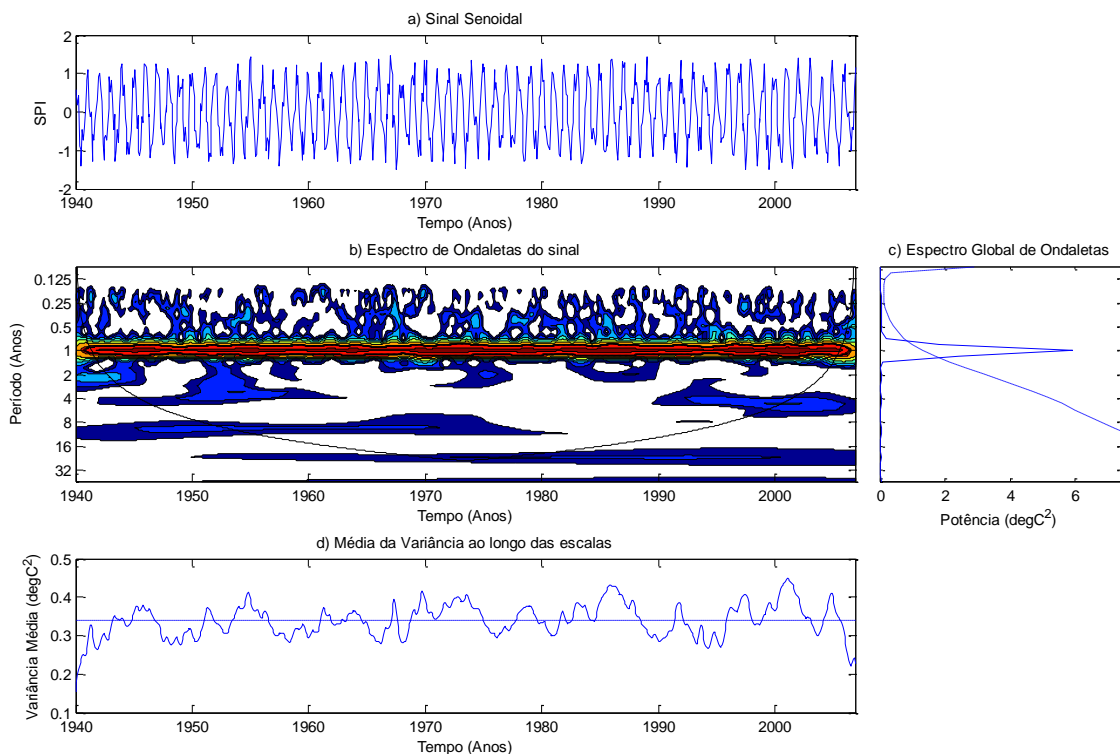


Figura 3.11: (a) Sinal senoidal, (b) espectro de ondaletas, (c) espectro global de ondaletas e (d) variância média de ondaletas ao longo das escalas.

- Sinal senoidal com tendência a um lento decrescimento dos valores médios

Um sinal com uma componente senoidal, uma componente de tendência decrescente e uma componente aleatória, todas elas de mesma amplitude, foi gerado utilizando-se a equação 3.42.

$$x(t) = \cos(\omega t) + (1,2045 - 0,003t) + \varepsilon(0,1) - 0,5 \quad (3.42)$$

Os valores dos parâmetros da equação que indica a tendência do sinal foram definidos para que o sinal mantivesse a média igual a zero. Observar na Figura 3.12 que é possível identificar duas tendências significativas de oscilação. Porém uma dessas frequências está fora do cone de influência do espectro de ondaletas. A primeira tendência é a mesma apresentada no item anterior, de oscilação anual. A segunda seria uma tendência de frequência menor (escala mais longa, superior a 32 anos), a qual dá indícios de que o sinal apresenta um comportamento não estacionário. Porém essa segunda, fora do cone de influência, sofre com o efeito de borda e não ser atribuída significância a ela.

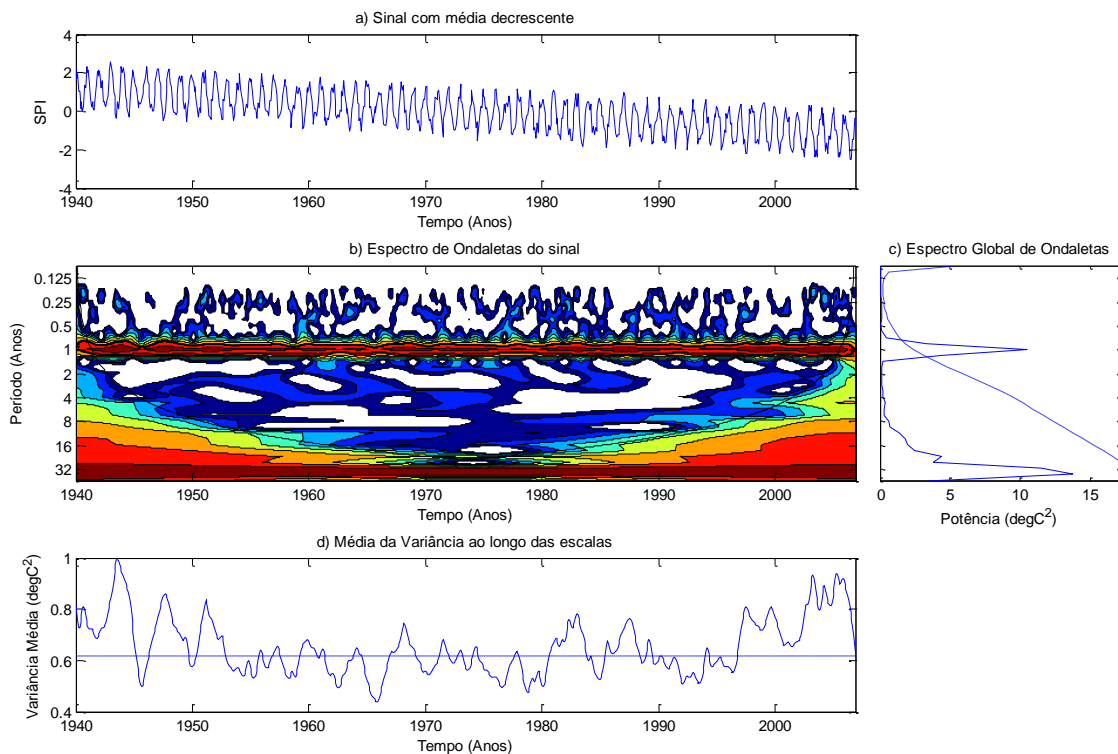


Figura 3.12: (a) Sinal senoidal com média decrescente, (b) espectro de ondaletas, (c) espectro global de ondaletas e (d) variância média de ondaletas ao longo das escalas.

Esse aspecto gráfico é semelhante àquele obtido quando é analisada a série de variação de CO₂ na atmosfera em Mauna Loa, Havaí, Estados Unidos. A série apresenta forte tendência de crescimento, possível de ser observada na Figura 3.13- a. Constatação disso é a coloração intensa na parte inferior do gráfico (Figura 3.13- b), relativa a escalas elevadas e frequências pequenas e dentro do cone de influência, diferentemente da análise apresentada na Figura 3.12. De modo semelhante ao apresentado na Figura 3.12 a concentração de CO₂ em Mauna Loa, obedece também a um ciclo anual, relativo à diferença de aquecimento dos oceanos no período de verão e inverno nos hemisférios. Essa tendência, de oscilação anual, porém, é menos significativa que a tendência de crescimento da série (espectro global de ondaletas, Figura 3.13 – c).

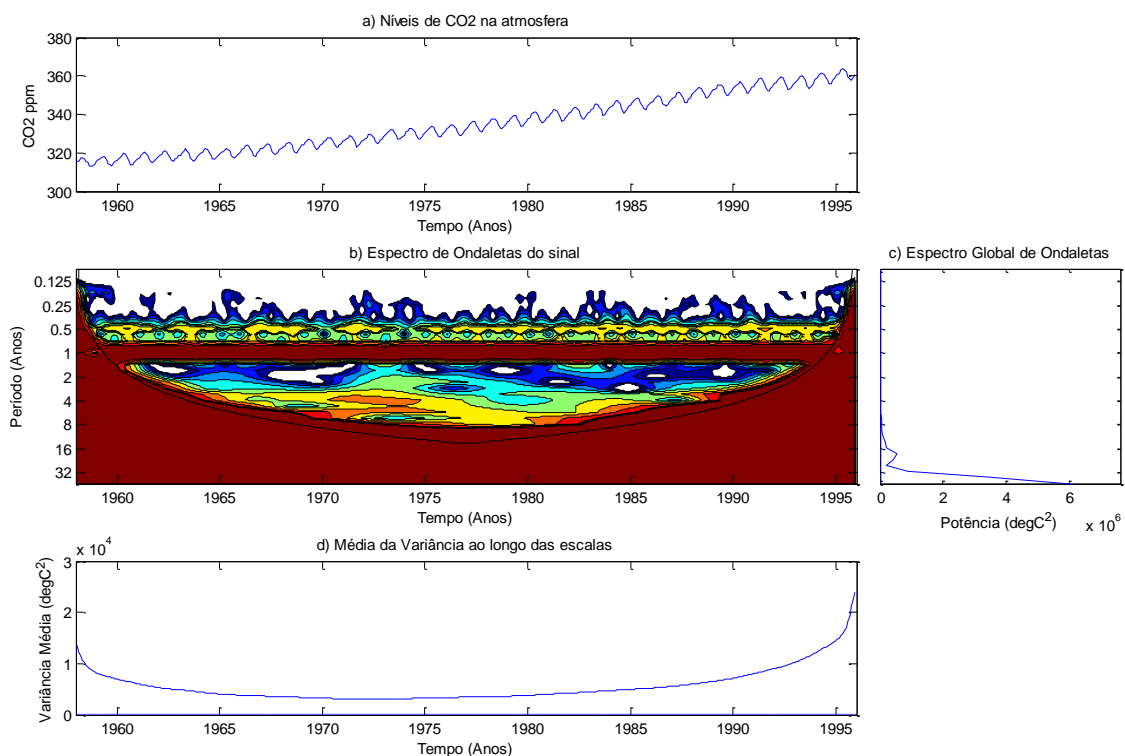


Figura 3.13: (a) Variação da concentração de CO₂ na atmosfera, (b) espectro de ondaletas, (c) espectro global de ondaletas e (d) variância média de ondaletas ao longo das escalas.

- Sinal aleatório com variância crescente

Um sinal com uma componente aleatória e outra de aumento de sua amplitude foi gerado utilizando-se a equação 3.43.

$$x(t) = [\varepsilon(0,1) - 0,5] \times (1 + 0,005 \times t) \quad (3.43)$$

O parâmetro 0,005, na equação (3.38) indica o grau de aumento da amplitude do sinal. O resultado da análise desse sinal é apresentado na Figura 3.14. Essa figura mostra que, apesar de o sinal ser aleatório e sua tendência consistir apenas numa intensificação da variância do sinal, a análise de ondaletas é capaz de identificar essa intensificação com um aumento da variância de ondaletas, apesar de não apontar para a presença de ciclos significativos.

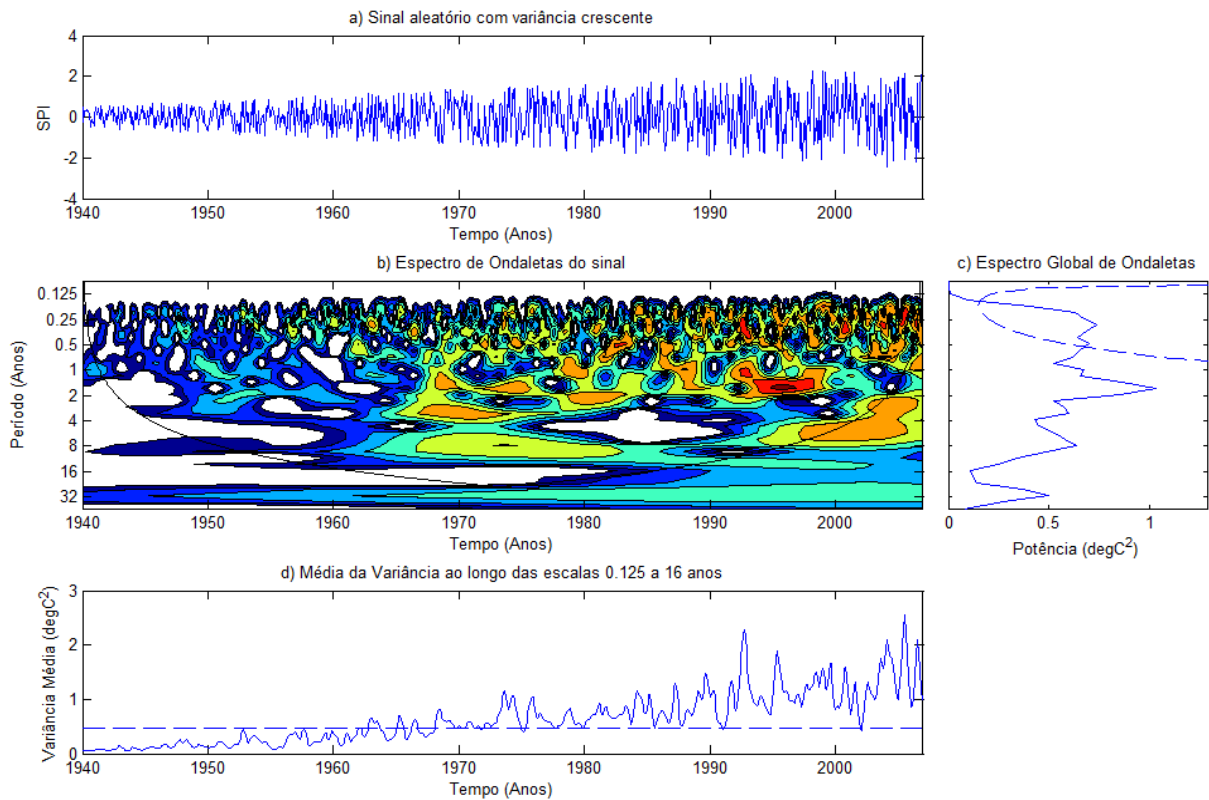


Figura 3.14: (a) Sinal aleatório com variância crescente, (b) espectro de ondaletas, (c) espectro global de ondaletas e (d) variância média de ondaletas ao longo das escalas.

- Sinal com tendência a saltos

Um sinal aleatório com um salto brusco foi gerado com o auxílio da equação 3.44.

$$x(t) = \varepsilon(0,1) - 0,5 \pm 1,0 \quad (3.44)$$

A tendência a saltos é outra possibilidade de comportamento não estacionário (Figura 3.15). Nessa situação, uma brusca alteração nos valores médios da série e permanência nesse valor pode ser identificada como uma tendência de longo prazo, com pico de energia centrado no período em que a mudança é observada. O espectro global de ondaletas identifica essa tendência, bem como o gráfico de variância de ondaletas média, o qual aponta o período

histórico em que essa mudança ocorreu. Mudanças mais sensíveis no sinal podem ser identificadas utilizando-se a análise de ondaletas, o que é de grande interesse no processamento de sinais, na identificação de ruídos e descontinuidades, o que, na análise de Fourier convencional, não é identificado.

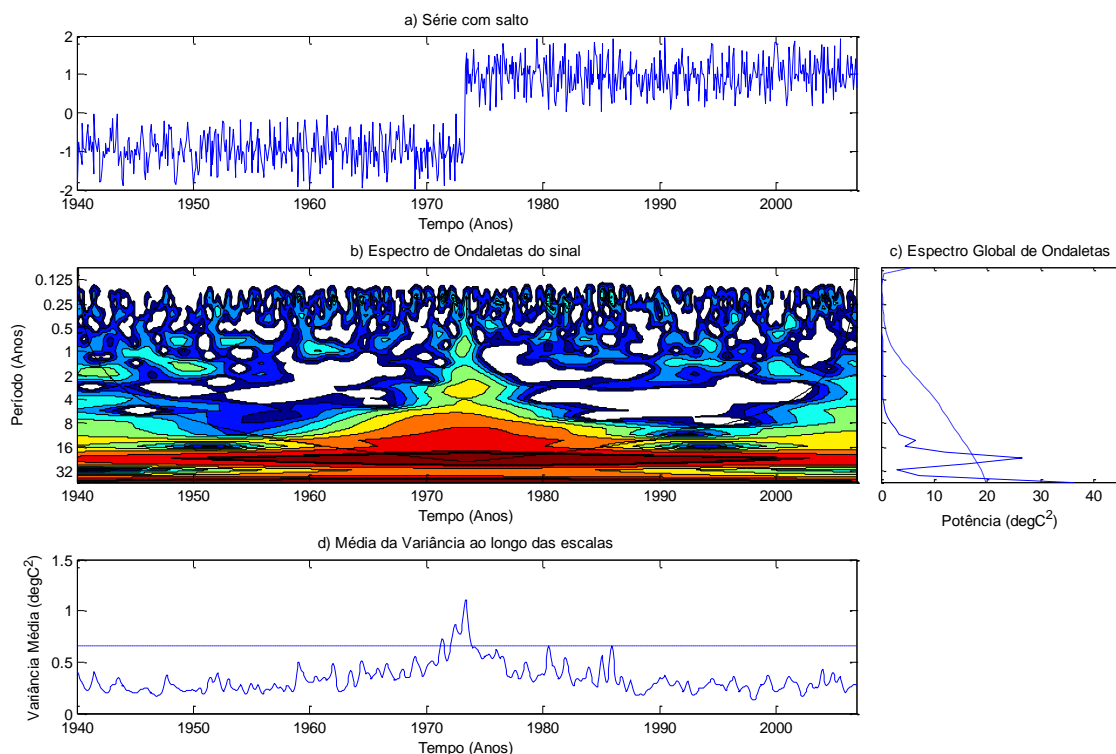


Figura 3.15: (a) Sinal com tendência a saltos, (b) espectro de ondaletas, (c) espectro global de ondaletas e (d) variância média de ondaletas ao longo das escalas.

- Sinal com mudança brusca na frequência

Dois sinais com brusca mudança de frequências foram gerados com uma componente senoidal e outra aleatória utilizando-se a equação 3.45.

$$x(t) = \cos\left(\frac{\omega t}{2}\right) + \varepsilon(0,1) \text{ ou } \cos(2\omega t) + \varepsilon(0,1) \quad (3.45)$$

O espectro de ondaletas identifica claramente a mudança de frequência, mostrando o ponto em que essa mudança ocorreu e em que grau o sinal se intensificou. O resultado da análise é apresentado na Figura 3.16.

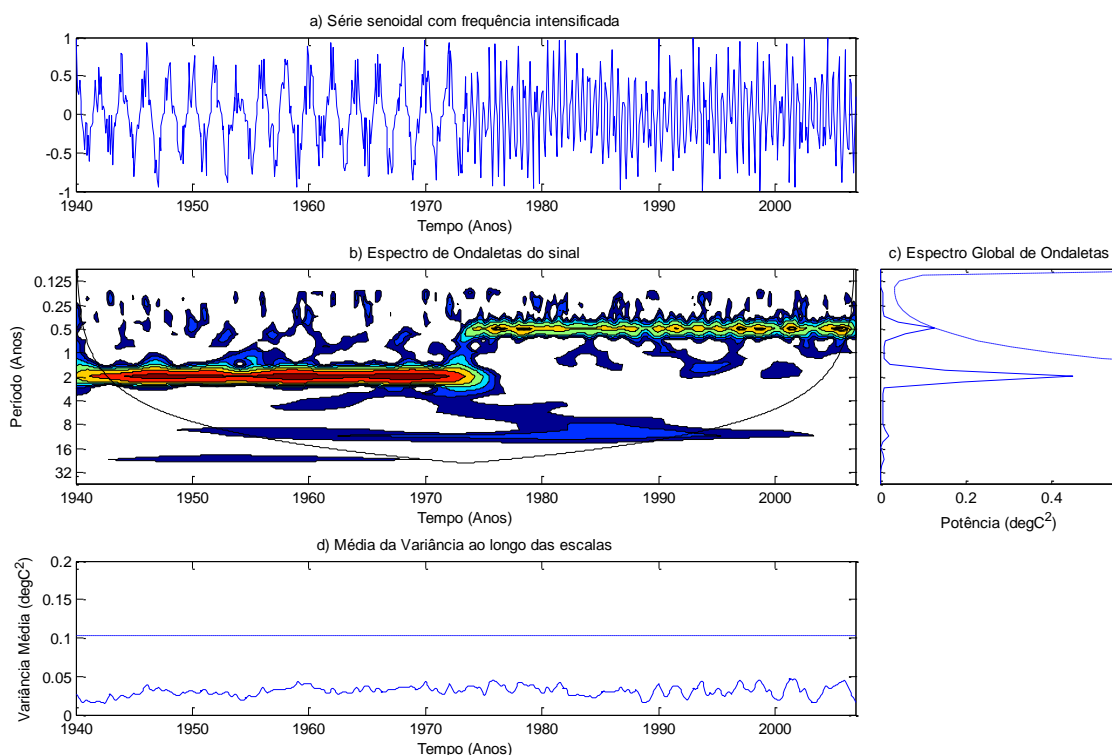


Figura 3.16: (a) Sinal senoidal com aumento brusco de frequência, (b) espectro de ondaletas, (c) espectro global de ondaletas e (d) variância média de ondaletas ao longo das escalas.

- Sinal com mudança gradual na frequência

Um sinal com uma componente senoidal gradualmente variável e uma componente aleatória foi gerado utilizando-se a equação 3.46.

$$x(t) = \cos\left(\frac{2\pi t}{N}t\right) + \varepsilon(0,1) - 0,5 \quad (3.46)$$

A mudança gradual de frequência é identificada pela análise de ondaleta, apresentada na Figura 3.17. O que é relevante ser observado nessa figura é o comportamento do espectro de ondaletas quando sujeito a esse tipo de variação de comportamento do sinal. A inclinação das linhas do espectro são positivas em sinais com frequência crescente. Caso contrário, o espectro apresentará inclinação negativa. Quando aplicadas às séries de *SPI*, caso seja verificado que a frequência desses eventos é cada vez maior, espectros ascendentes seriam esperados.

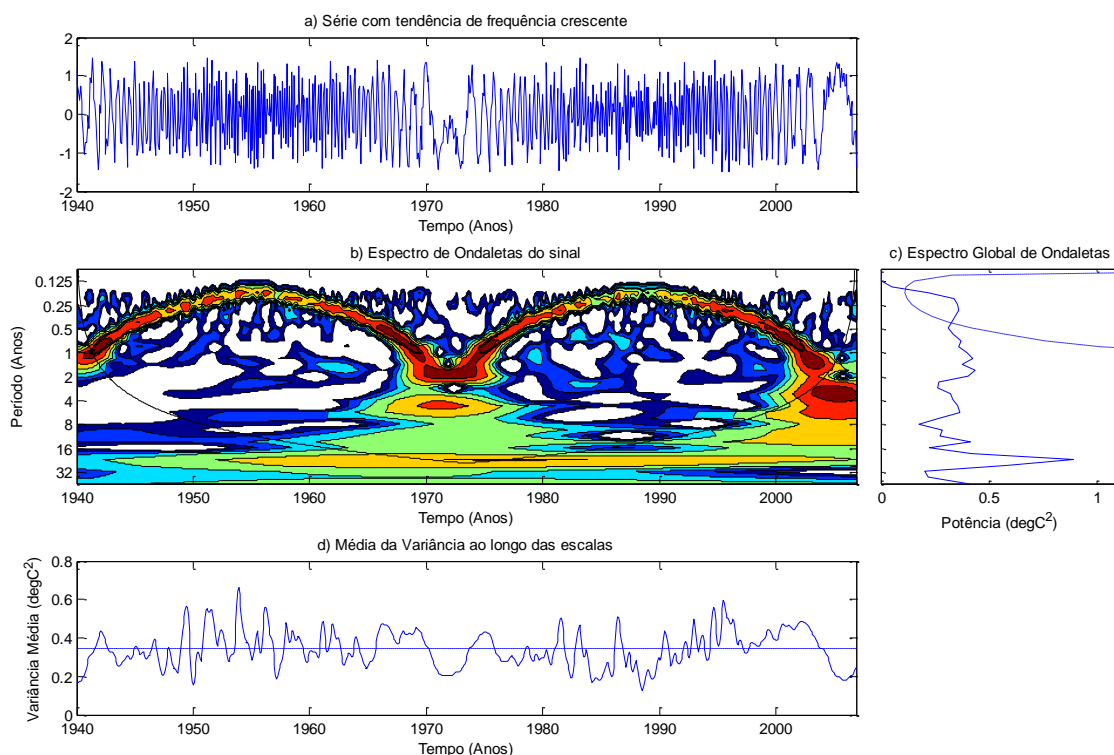


Figura 3.17: Sinal senoidal com variação gradual de frequência (a), espectro de ondaletas (b), espectro global de ondaletas (c) e variância média ao longo das escalas (d).

3.3.4 Análise de ondaletas em hidrometeorologia

Santos *et al.* (2010) realizaram análise espaço-temporal das secas utilizando-se o *SPI*, aplicando-o em escalas de 1, 6 e 12 meses em toda extensão de Portugal. Nessa oportunidade, os padrões espaciais das secas foram definidos por meio da Análise de Componentes Principais e da Análise de Clusters, enquanto os padrões temporais das secas foram definidos utilizando-se a Transformada Rápida de Fourier.

Por meio das duas técnicas de análise espacial, três padrões distintos de ocorrência de secas foram identificados (uma na região norte, outro na região central e um último na região sul, esta, reconhecidamente árida). Como resultado da análise temporal, na região norte de Portugal, foi observada a predominância de ciclos de 13,4 anos para a ocorrência de secas severas e extremas, enquanto na região sul, uma predominância de 3,6 anos, o que corrobora com a ideia de que em locais mais áridos, a variabilidade das chuvas também é maior. Como recomendação a próximos trabalhos, os autores sugerem o uso da análise de ondaletas para a análise espaço/tempo/frequência, no intuito de identificar eventuais mudanças do padrão histórico de ocorrência de secas, ou não estacionariedades.

De fato, a busca por não estacionariedades em séries temporais de fenômenos climáticos tem se tornado uma preocupação comum da comunidade científica. Nesse sentido, uma das alternativas promissoras é a análise de ondaletas. Burroughs (2007) sustenta que essa análise evidencia mudanças de ciclos em séries climáticas, o que pode ser perdido pela análise de Fourier. Torrence e Compo (1998) aplicaram a transformada à série histórica de ENOS (*El Niño* Oscilação Sul), por meio do índice NINO3-SST identificando significativa variação do índice nos períodos 1880-1920 e 1960-1990, bem como reduzida variação no período entre 1920-1960, com modulações de variância em prováveis ciclos de 15 anos. Nesses períodos foram observadas variâncias mais acentuadas, indicando que valores extremos do fenômeno tendem a ser mais frequentes.

Yang *et al.* (2009) também utilizaram a técnica de análise de ondaletas para a caracterização de vazões mínimas no rio Hwang Ho (ou rio Amarelo) no período de 1955-2005, concluindo que nenhuma tendência de alteração nas principais condições de vazão ou na $Q_{7,10}$ foi identificada no alto curso do rio, enquanto nos trechos médio e baixo, diferentes padrões foram identificados, sugerindo um aumento da variabilidade nas vazões mínimas. Os autores atribuem essa variabilidade, principalmente no baixo curso do rio, a prováveis mudanças de padrões espaço-temporais de chuvas, bem como a uma grande intensificação do uso de recursos hídricos na bacia.

Também Massei *et al.* (2009) realizaram análises de vazão no rio Mississipi no período de 1939-1988, comparando esses resultados com IOS (Índice de Oscilação Sul), ODP (Oscilação Decenal do Pacífico) e OAN (Oscilação Atlântico Norte) e com dados de precipitação. Segundo os autores, um ponto de inflexão em torno de 1970 foi observado em todos os índices utilizados, o que também foi relatado em outros trabalhos. Outras discontinuidades foram detectadas em meados nos anos 1950 e 1980. Em termos gerais, os autores concluíram que nos rios estudados, ciclos plurianuais explicam de 6 a 26% da variância total das vazões e ciclos anuais explicam de 20 a 48%. Estudo semelhante foi realizado por Massei *et al.* (2010), no rio Sena, na tentativa de investigar sua correlação com a OAN, apontando para indícios de que, de fato existe correlação entre o índice climático e processos hidrometeorológicos na região.

Na última década, tem sido crescente o número de estudos que visam à verificação de não-estacionariedades em fenômenos climáticos e hidrológicos, por meio da análise de ondaletas.

Tal fato revela, em primeiro lugar, uma preocupação crescente em estudar fenômenos hidroclimatológicos considerando a possibilidade de não-estacionariedades, principalmente em vista da possibilidade de mudanças climáticas. Em segundo lugar, revela que a análise de ondaleta é uma ferramenta que tem tido a preferência dos pesquisadores no assunto.

Ressalte-se que as possibilidades apresentadas pelo estudo de ondaletas na análise de processos estocásticos ainda não são plenamente exploradas. Seu uso, caso seja ampliado, apresentará significativas contribuições para o estudo de variáveis hidrológicas. Conforme Misiti *et al.* (1996), a análise de Ondaletas é um campo ainda emergente da pesquisa e seus usos podem ser ainda bastante explorados. Se esse caminho for percorrido com sucesso, em um futuro próximo o gerenciamento de recursos hídricos poderá eventualmente assumir um caráter mais adaptativo, reconhecendo e acompanhando eventuais oscilações no comportamento de variáveis hidrológicas ao longo do tempo.

3.4 Teleconexões climáticas

O termo teleconexão, em meteorologia, é utilizado para designar o modo como anomalias climáticas em determinada região são associadas a anomalias em regiões distantes (Cavalcanti e Ambrizzi, 2009). Observando-se a Figura 3.6, que apresenta de modo esquemático o chamado sistema dinâmico, muitas vezes essas teleconexões podem ser representadas por funções de transferência $v(t)$, que associam dois fenômenos remotamente relacionados $X(t)$ e $Z(t)$. Em climatologia, a forma com que esses fenômenos se associam normalmente é difícil de ser conhecida, podendo-se afirmar inclusive ser bastante difícil conhecer quais fenômenos $X(t)$ e $Z(t)$ estão associados.

No presente estudo, um dos objetivos específicos é voltado à identificação de relações existentes entre fenômenos climáticos em macro escala e o comportamento das secas em escala regional e local. Buscou-se identificar, portanto, eventuais fenômenos climáticos ($X(t)$ na Figura 3.6), associados à ocorrência das secas ($Z(t)$ na Figura 3.6), reconhecendo a possibilidade de variações interanuais a interdecenais na ocorrência delas.

Nunes *et al.* (2009) afirmam que a região sudeste do Brasil sofre influência de diversos fenômenos de grande escala, tais como *El-Niño/La-Niña*, ou *El Niño – Oscilação Sul*, cujos impactos, segundo eles, são parcialmente conhecidos. Além desse fenômeno, os autores sugerem que outros processos, cuja interação com a região sudeste não é ainda esclarecida,

merecem ser investigados, destacando a possível influência da Oscilação Decenal do Pacífico, ou ODP sobre a região. No presente estudo, a influência desses dois fenômenos será investigada. Nos tópicos seguintes, eles serão descritos em linhas gerais, bem como serão descritos os índices que os caracterizam.

3.4.1 El Niño – Oscilação Sul (ENOS)

A variabilidade interanual do clima no Oceano Pacífico apresenta significativa contribuição para a variação da precipitação em várias regiões do planeta. Pode-se dizer que a principal fonte de variabilidade climática interanual global é o fenômeno *El Niño* – Oscilação Sul, ou simplesmente ENOS (Grimm, 2009). Trata-se de uma oscilação acoplada mar/atmosfera, produzindo alterações da Temperatura da Superfície do Mar (SST, do inglês, *Sea Surface Temperature*), da pressão, dos ventos e das convecções tropicais, principalmente no Oceano Pacífico, mas com reflexos sobre todo o planeta, incluindo o Brasil (Grimm, 2009).

De modo geral, durante episódios de *El-Niño*, a SST do Oceano Pacífico Equatorial Central a Leste fica mais quente que o normal, aumentando a convecção atmosférica nessas regiões. Simultaneamente, a SST diminui no Pacífico Oeste e nos subtrópicos, onde a convecção e precipitação diminuem. Essa configuração é apresentada na Figura 3.18.

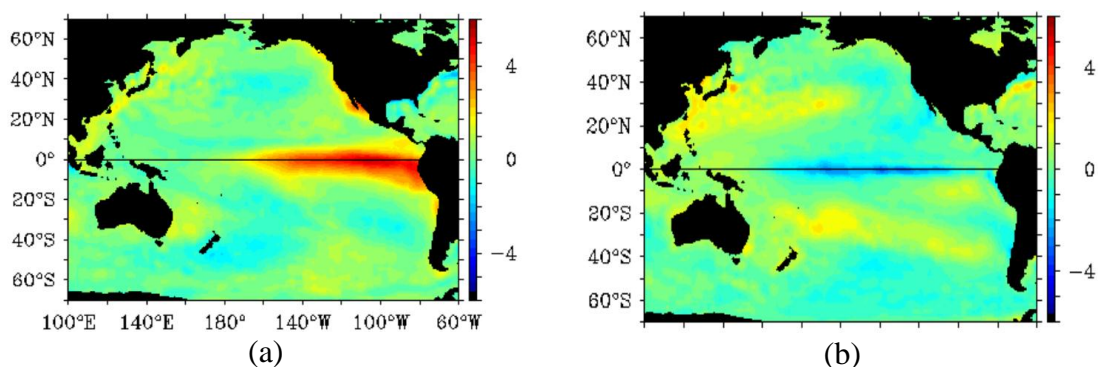


Figura 3.18: Condição típica de anomalia (a) *El Niño* e (b) *La Ni* (escala em °C).
Fonte: NOAA, 1994.

Em episódios de *El Niño*, com o aumento da convecção, aumenta a formação de nuvens e a liberação de calor latente para a atmosfera, o que produz expansão da coluna atmosférica e divergência em altos níveis. A diminuição da SST em episódios de *La Niña* produz anomalias opostas (Grimm, 2009).

Para a caracterização do fenômeno ENOS, é utilizado o Índice Oceânico *Niño* (ION), que representa a média móvel de 3 meses da anomalia da SST na região *Niño* 3.4, situada entre os

paralelos 5° de latitude Norte e 5° de latitude Sul e entre os meridianos 120° e 170° de longitude Oeste. A Figura 3.19 apresenta a representação esquemática da posição das regiões do ENOS no oceano pacífico, com destaque para a região *Niño* 3.4, utilizada como referência no presente estudo.

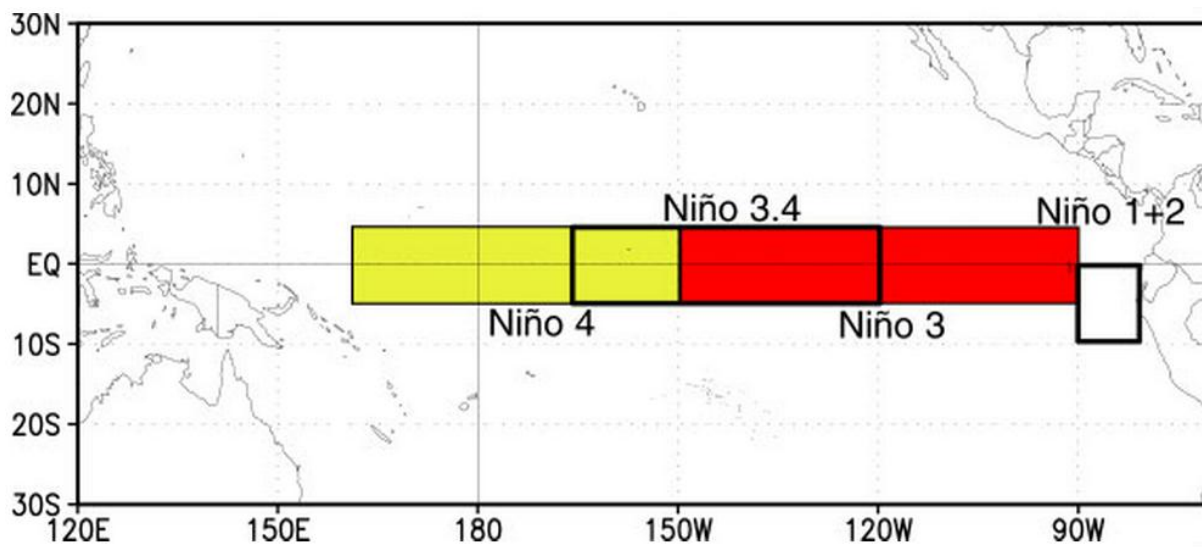


Figura 3.19: Regiões *El Niño*

Fonte: NOAA, 2005.

Essas anomalias são baseadas no período de referência de 1971 a 2000. Os limiares arbitrados de episódios *El Niño/La Niña* são de $\pm 0,5^{\circ}\text{C}$, respectivamente. Esse dado é disponibilizado pelo Centro de Previsão Climática do Serviço Nacional de Clima dos EUA (*CPC/NCEP*, sigla em inglês). A evolução desse índice e seus limiares são mostrados na Figura 3.20 e correspondem aos limites definidos para a caracterização do fenômeno *El Niño*, em vermelho, e *La Niña*, em azul (NOAA, 2011).

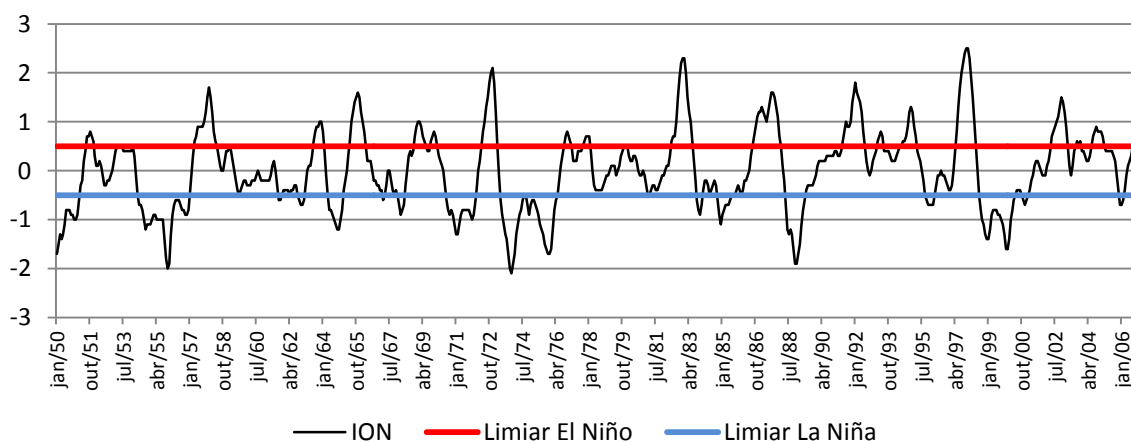


Figura 3.20: Série histórica do Índice Oceânico Niño.

Fortemente correlacionado ao ION é o Índice de Oscilação Sul (IOS), obtido também junto ao Centro de Previsão Climática do Serviço Nacional de Clima dos EUA. Esse índice é uma medida de larga escala das flutuações de pressão atmosférica entre o Pacífico oriental e ocidental. A fase negativa do IOS representa pressão atmosférica menor que a normal no Taiti (17°38'56" de latitude sul e 149°25'34" de longitude oeste) e acima do normal em Darwin, na Austrália (12°27'46" de latitude sul e 130°50'36" de longitude leste). Períodos prolongados negativos de IOS coincidem com temperaturas elevadas nas águas do Oceano Pacífico, associadas ao fenômeno *El Niño*. Pelo contrário, períodos negativos de IOS coincidem com temperaturas baixas no Oceano Pacífico, o que está associado ao fenômeno *La Niña* (CPC, em NOAA, 2011). A Figura 3.21 apresenta a variação do IOS ao longo de 1950 a 2006.

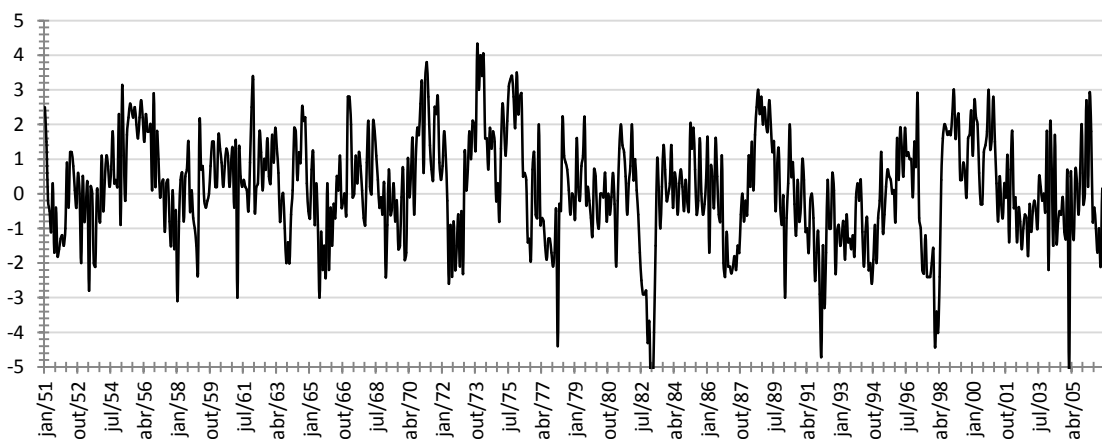


Figura 3.21: Índice de Oscilação Sul.

3.4.2 Oscilação Decenal do Pacífico (ODP)

Estudos mostram evidências empíricas da ocorrência de vários modos climáticos nas latitudes médias e tropicais do Pacífico variando em escalas decenais a multidecenais, apresentando teleconexões relevantes para algumas regiões do planeta. O conhecimento dessa oscilação, porém, é bastante reduzido, quando comparado, por exemplo, ao fenômeno do *El Niño*. Ao final dos anos 1980, a existência de variabilidade climática em escala decenal foi notada no Pacífico Norte, tendo ocorrido uma provável mudança de regime entre 1976 e 1977 (Kayano e Andreoli, 2009).

Mantua *et al.* (1997, *apud* Kayano e Andreoli, 2009) mostraram que a mudança de regime entre 1976-1977 não foi um evento único e o definiu como sendo uma inversão de temperatura de uma oscilação denominada Oscilação Decenal do Pacífico (ODP). A ODP

corresponde a um forte sistema em que, em sua fase quente, as temperaturas das águas no Pacífico Norte Central e Oeste ficam mais frias que o normal e mais quentes que o normal na costa Oeste das Américas e no Pacífico Tropical Central e Leste. A fase fria apresenta as mesmas características com sinal invertido. A Figura 3.22 apresenta as principais características das fases quente e fria do PDO. Seu cálculo é feito por meio da principal componente de variabilidade das temperaturas médias mensais da superfície do Oceano Pacífico, em diversos pontos ao norte do paralelo 20° N (Mantua, 2000).

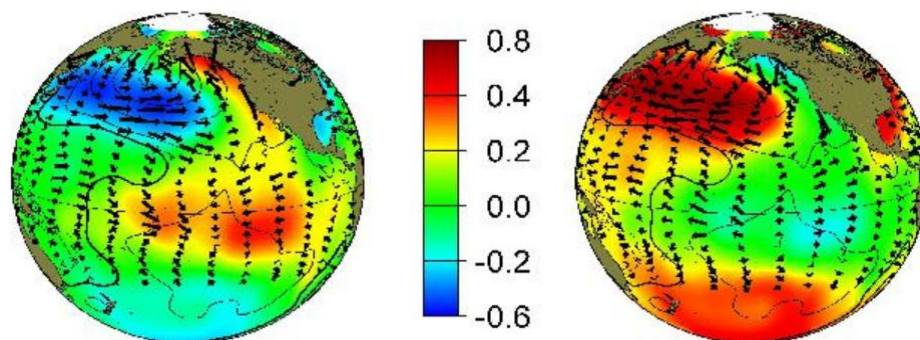


Figura 3.22: Fase quente, à esquerda, e fase fria, à direita, da ODP (a escala de cores indica a variação do PDO, os contornos indicam pressão ao nível do mar e setas indicam a direção de cisalhamento dos ventos).

Fonte: MANTUA, 2000.

3.4.3 Influências de teleconexões no Brasil

Alguns estudos no Brasil foram desenvolvidos para investigar a existência de teleconexões entre fenômenos climáticos de macro escala e o comportamento meteorológico no país. Para o período de 1955 a 2000, Grimm (2009) realizou estudo utilizando Análise de Componentes Principais (ACP) para analisar a variabilidade da precipitação e a forma com que o ENOS a afeta. Foram utilizadas mais de 10 mil séries de precipitação na América do Sul, considerando os totais anuais e sazonais. A finalidade de se utilizar a ACP está atrelada à necessidade de separação dos principais componentes de variabilidade interanual desses totais, mostrando sua distribuição espacial e temporal (Wilks, 1995 *apud* Grimm, 2009).

Conforme Grimm (2009), a principal componente de variabilidade das precipitações está associada ao fenômeno ENOS, o que foi possível identificar por meio de correlação dessa componente com os dados de Temperatura da Superfície do Mar, indicando que o ENOS é a principal fonte de variabilidade interanual do clima na América do Sul. Conforme o autor, anomalias negativas dos totais precipitados anuais são observadas durante a ocorrência do

fenômeno *El Niño* no Norte e Nordeste do Brasil, enquanto anomalias positivas são observadas sobre o sul do Brasil, abaixo do paralelo 20° S. O contrário ocorre em eventos de *La Niña*. A componente secundária de variabilidade das precipitações, obtida por meio da ACP, apresenta maior variabilidade sobre o centro-leste do Brasil, nas proximidades da posição da Zona de Convergência do Atlântico Sul (ZCAS), porém em menor magnitude que a primeira componente.

O período da primavera (Setembro, Outubro e Novembro) é o início da estação chuvosa em quase todo o Brasil e em especial sobre a região Sudeste. Conforme Grimm (2009) esse período é aquele que apresenta mais forte influência do ENOS sobre o Brasil. O padrão de teleconexão nesse período indica que a região sul do Brasil e a região nordeste apresentam padrões inversos de variabilidade. O comportamento da área de estudo (São Francisco em Minas Gerais), tende a se assemelhar nesse período, ao comportamento da região nordeste, com correlação positiva entre ENOS e as chuvas. Ou seja, *El Niño* provoca desvios positivos de precipitação, enquanto *La Niña* desvios negativos, nesse trimestre. Já durante o verão, a conexão entre as chuvas e o ENOS é bastante mais fraca e oposta ao que ocorre na primavera (Grimm, 2009).

Como se viu, as regiões Norte, Nordeste e Sul do Brasil têm seus totais pluviométricos fortemente relacionados ao fenômeno ENOS. A região Sudeste, por sua vez, aparentemente está situada em uma região transicional entre Norte/Nordeste e Sul eventualmente assemelhando-se à região norte ou sul. Tanto em eventos *El Niño* como *La Niña* a região Sudeste apresenta comportamento de transição com relação a seus desvios, nem positivos nem negativos. Porém, a distribuição temporal das chuvas pode ser afetada pela ocorrência desses eventos.

Um trabalho que buscou investigar a relação entre o fenômeno ENOS e as precipitações na bacia do Alto Rio São Francisco (bacia delimitada pelo reservatório da UHE Três Marias) foi desenvolvido por Pinto (2005). Nessa oportunidade, foi verificado que a fase quente do ENOS (*El Niño*) tende a aumentar em 30% dos valores médios e medianos do período seco (abril a setembro). Isso é o mesmo que afirmar que, durante a fase quente do ENOS, as estiagens tendem a ser menos severas do que nos períodos neutros e frios da Oscilação Sul.

Outra conclusão do trabalho de Pinto (2005) é que o ENOS não apresenta grande influência sobre os totais precipitados na bacia do Alto Rio São Francisco, contudo, afeta a distribuição

temporal das chuvas. Na fase fria do ENOS, a precipitação no início do período chuvoso tende a ser maior que nos três meses seguintes. O contrário ocorre na fase quente da Oscilação Sul. Esse resultado é coerente com o trabalho de Grimm (2009), quando aponta para o fato de que a primavera e verão tendem a inverter sua tendência de desvio dos totais pluviométricos. Na fase quente do ENOS, as primaveras tendem a ser chuvosas no Centro-Leste do país, seguidas por um verão com desvios negativos de precipitação. O contrário ocorre na fase fria do fenômeno.

Embora a variabilidade climática na América do Sul e, particularmente no Brasil, e sua correlação com o ENOS seja estudada no Brasil há alguns anos, são bastante recentes as investigações acerca da componente interdecenal do clima e das precipitações. Um dos principais motivos para o impacto de oscilações decenais serem menos conhecidas deve-se ao fato de que essa escala temporal de variabilidade demanda séries temporais bastante longas para identificação de oscilações.

Um estudo interessante realizado nesse sentido foi o de Robertson e Mechoso (1998), os quais, após terem identificado, por meio de análise espectral, ciclos quase decenais das vazões anuais dos rios Negro, Paraguai, Paraná e Uruguai, sugeriram que essas variações fossem relacionadas com a variabilidade decenal da intensidade da Zona de Convergência do Atlântico Sul (ZCAS). No caso dos rios Paraguai e Paraná a intensificação da ZCAS tenderia a produzir vazões elevadas, enquanto nos rios Negro e Uruguai produziria vazões menores.

Outros estudos podem ser citados: Marengo (2004) identificou uma tendência de menos chuva na Amazônia após 1975, quase coincidentemente com a mudança da fase fria para quente da ODP, conforme Mantua *et al.* (1997); Andreoli e Kayano (2005 *apud* Andreoli e Kayano, 2009) obtiveram padrões de anomalias de extremos de ENOS para as duas fases de ODP nos bimestres de nov-dez e jan-fev na América do Sul, identificando que nos dois bimestres os sinais do El Niño nas precipitações são mais notáveis na fase quente de ODP, bem como as diferenças sazonais são mais pronunciadas na fase quente; Andreoli e Kayano (2006) sugeriram que a ODP e o ENOS podem ter efeitos combinados nas distribuições anômalas das precipitações em algumas regiões, provocando anomalias intensas e bem definidas quando estão na mesma fase e provocando anomalias fracas e ruidosas quando estão em fases opostas.

Esses resultados apontam para as possibilidades vislumbradas, em termos de melhoria de monitoramento climático, caso análises conjuntas da variabilidade do ENOS e do ODP fossem realizadas. Nesse sentido, a análise de ondaletas se mostra promissora, uma vez que é capaz de identificar ciclos existentes em grandes e pequenas frequências simultaneamente em séries temporais.

4 MATERIAL E MÉTODOS

4.1 Caracterização da Bacia do São Francisco em Minas Gerais

Na avaliação de metodologias para a caracterização das secas, o presente trabalho visou a bacia do rio São Francisco. A escolha dessa região é fundamentada, em primeiro lugar, em sua grande importância para vários processos sociais, econômicos e culturais desenvolvidos no Brasil. Além disso, a região é caracterizada, em sua maior parte, pela ocorrência de clima semiárido, o que a coloca em uma situação de especial vulnerabilidade quanto às secas. De fato, historicamente essa região tem convivido com esse fenômeno.

Contudo, preferiu-se restringir a área de abrangência em virtude do número de informações necessárias às análises. Acredita-se que, selecionando a parcela mineira dessa bacia, já seria possível reunir em um mesmo estudo regiões com características médias muito distintas, o que tende a enriquecer as conclusões deste trabalho. Eventualmente, estações pluviométricas que indiquem comportamentos médios distintos, podem obedecer a ciclos semelhantes, indicando causas comuns subjacentes. Dessa forma seria possível compreender melhor mecanismos geradores de secas, os quais podem ser semelhantes, em regiões cujas médias de precipitação sejam bastante distintas.

4.1.1 Dados Gerais

A parcela da bacia do rio São Francisco inserida no estado de Minas Gerais engloba um total de 235.000 km² (cerca de 25% da área total da região sudeste), 206 municípios e, em 2001, abrigava 6.856.021 habitantes, segundo dados do Censo 2001 (Vale do São Francisco, 2011; disponível em www.valedosaofrancisco.com.br). Dentre os municípios da área de estudo estão grandes cidades do estado tais como Belo Horizonte, Montes Claros, Contagem, Sete Lagoas, Conselheiro Lafaiete, Divinópolis, Patos de Minas (embora a sede municipal esteja situada fora da bacia), Pirapora, Paracatu e Unai.

Do ponto de vista hidrográfico, além do próprio rio São Francisco, outros importantes cursos d'água drenam as águas dessa região. Dentre eles vale mencionar os rios Paracatu, Urucuaia, das Velhas, Paraopeba, Jequitaiá e Verde Grande. A Figura 4.1 ilustra a situação da bacia com relação às regiões hidrográficas e hidrografia do Brasil.

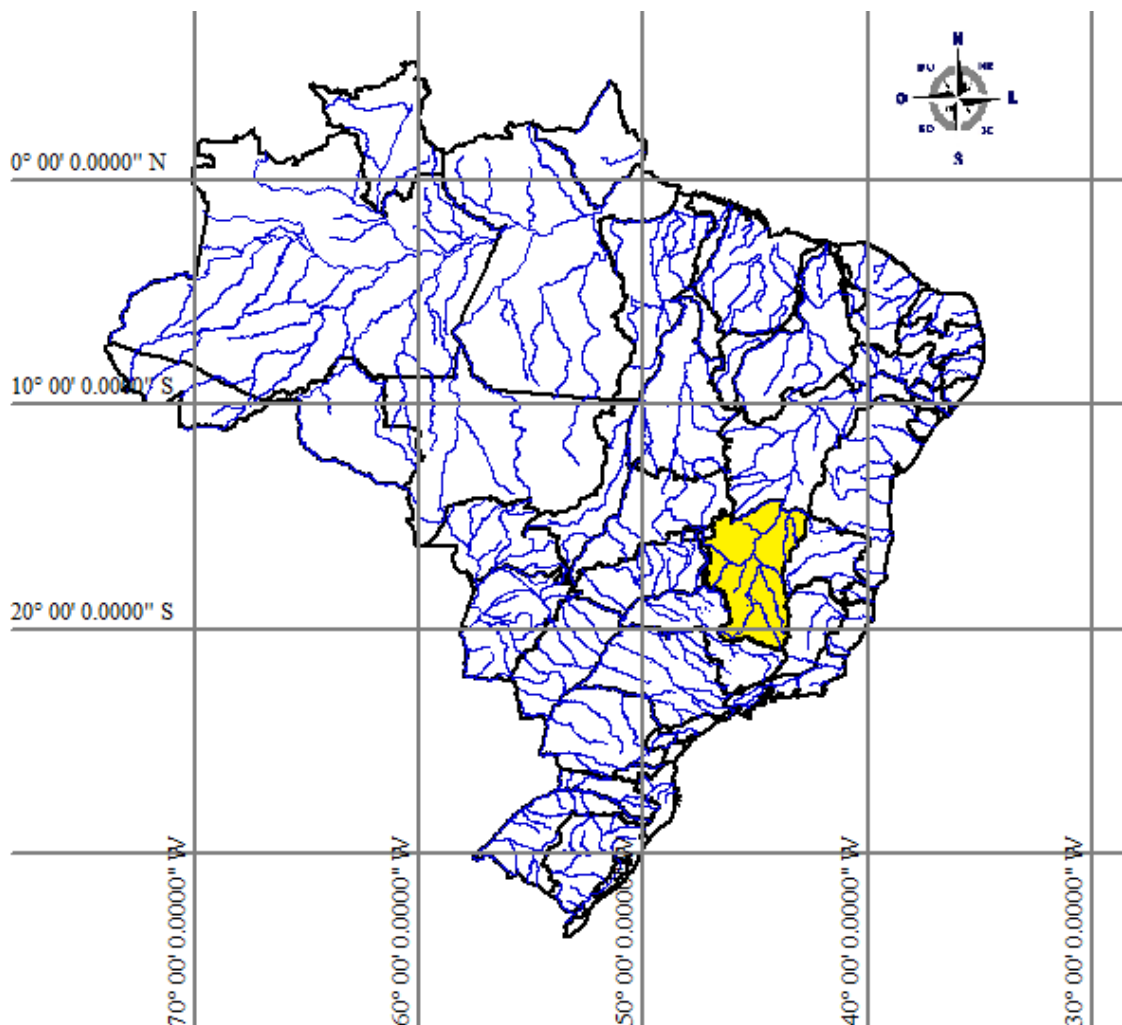


Figura 4.1: Localização da parcela mineira da bacia do rio São Francisco.

Vale ressaltar a presença na região de um dos reservatórios mais importantes do país, que é o da barragem de Três Marias. Dentre os diversos usos das águas desse reservatório vale citar a geração de energia elétrica (já que incorporada à barragem existe uma usina hidrelétrica cuja potência instalada é de 396 Mega-Watts), abastecimento, irrigação, recreação e controle de cheias (especialmente visando a proteção do município de Pirapora, localizado às margens do rio, a cerca de 130 km da barragem de Três Marias, ao longo do São Francisco).

Outra intervenção de grande magnitude dentro da área de estudo é o Projeto Jaíba. Trata-se do maior perímetro irrigado da América Latina, situado na região do semiárido mineiro,

captando água do rio São Francisco. Engloba os municípios de Jaíba e Matias Cardoso. O projeto apresenta 248 km de canais e estações de bombeamento com capacidade de recalque de 65 m³/s. As primeiras duas etapas do Projeto juntas cobrem uma área já efetivamente irrigada de aproximadamente 44.000 ha. Os cultivos mais significativos do projeto são a fruticultura (principalmente o limão e a banana), o cultivo de forrageiros (pastagem e sorgo) e culturas tradicionais (mandioca, milho, pinhão e mamona).

4.1.2 Clima da região sudeste do Brasil

A região sudeste do Brasil é cortada pelo Trópico de Capricórnio, com maior parte de sua área situada em zona tropical, na borda oriental da América do Sul. Essa localização implica em um fluxo considerável de energia ao longo do ano, distribuição de precipitações irregular ao longo do tempo e do espaço e elevada evapotranspiração, especialmente ao norte da região, onde se situa a bacia do rio São Francisco (Nunes *et al.*, 2009). Vale mencionar ainda a condição de continentalidade ou maritimidade, como forte influência do clima na região.

Além da localização, o clima da região é fortemente condicionado pela topografia. Na bacia do rio São Francisco, em especial, o relevo cumpre importante papel na formação das chuvas. São observados valores de precipitação da ordem de até 1.735 mm, nas regiões mais altas da bacia, situadas sobre a Serra da Canastra. Enquanto isso, a planície do rio São Francisco apresenta condições médias bastante distintas com a ocorrência de precipitações inferiores a 800 mm em alguns postos pluviométricos.

Além disso, vale ressaltar que a região sudeste sofre influências de uma grande diversidade de perturbações atmosféricas, constituindo em uma zona de conflito entre massas de ar de características bastante distintas entre si. Correntes tropicais marítimas de leste-nordeste, correntes polares de sul e correntes do interior oeste e noroeste fazem dessa região um corredor de saída de praticamente todas as massas de ar atuantes sobre a América do Sul (Nunes *et al.*, 2009).

A combinação de sua posição transicional entre zona tropical e zona temperada, sua situação dentro do continente sul-americano, seu relevo que apresenta grande variação ao longo da região e a influência de um grande número de massas de ar fazem com que a região sudeste do Brasil tenha como traço climático principal a grande heterogeneidade espacial e temporal das precipitações (Nunes *et al.*, 2009).

4.1.2.1 Temperatura

A posição da região sudeste do Brasil favorece a alta incidência de radiação. Em especial a parcela da bacia do São Francisco em Minas Gerais concentra uma das maiores taxas de insolação do país. A Figura 4.2 apresenta um mapa com valores médios de irradiação solar no Brasil, indicando que a região de estudo apresenta valores bastante elevados de irradiação, desde 5,25 até 5,95 kWh/m² médios anuais (Pereira e Lima, 2008). Essas elevadas taxas de insolação implicam em elevadas temperaturas, comumente observadas na região, ocasionando intensos movimentos convectivos (Nunes *et al.*, 2009).

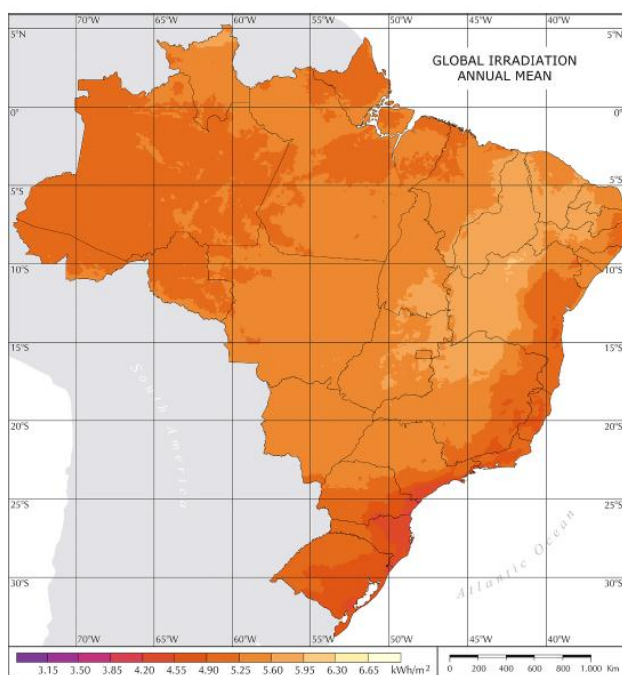


Figura 4.2: Mapa de irradiação solar média anual no Brasil.

Fonte: PEREIRA e LIMA, 2008.

Em geral, pode-se afirmar que fatores locais normalmente sobrepõem-se a fatores globais na determinação dos valores médios de temperatura na região. A altitude, por exemplo, sobrepõe-se à latitude como forçante de temperatura, além da maritimidade, a qual funciona como um regulador de temperatura.

Como resultado do balanço dessas condições, a área de estudo abrange zonas que apresentam temperaturas médias anuais desde 15° C (na região da Serra da Canastra) até 23 ° C (nas regiões Norte e Noroeste do estado de Minas Gerais). Observa-se pela Figura 4.3 a influência da altitude sobre as precipitações, uma vez que as áreas de menores temperaturas dentro do

estado de Minas Gerais são aquelas que acompanham as serras da Canastra, do Espinhaço e principalmente da Mantiqueira.

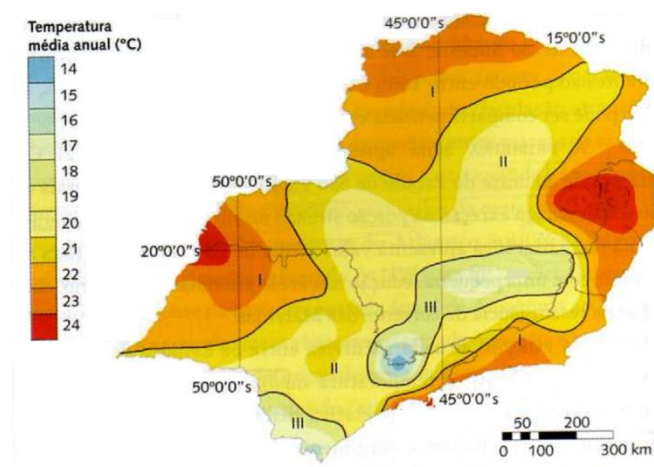


Figura 4.3: Temperaturas médias anuais na região sudeste.

Fonte: NUNES *et al.*, 2009.

4.1.2.2 Precipitação

No que diz respeito às precipitações, Nunes *et al.* (2009) defendem que também os fatores locais (em especial a orografia) são preponderantes aos fatores globais na ocorrência de valores médios de precipitação. Na região de estudo, esses mesmos autores distinguem três zonas de volumes precipitados característicos, as quais têm seus totais precipitados decrescentes no sentido sudoeste-nordeste, conforme é possível observar na Figura 4.4.

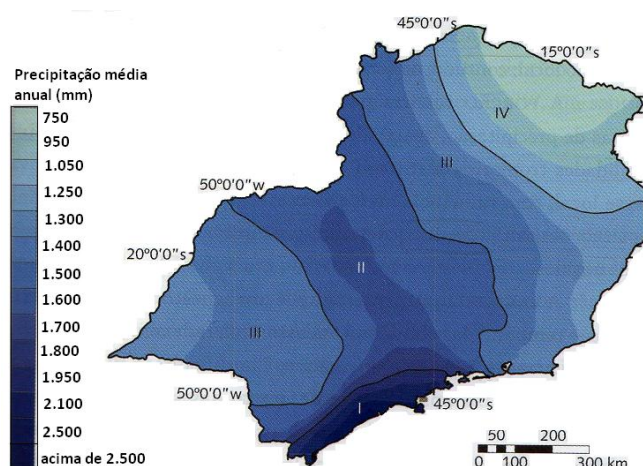


Figura 4.4: Chuvas médias anuais na região sudeste.

Fonte: NUNES *et al.*, 2009.

A primeira dessas regiões apresenta totais pluviométricos entre 1.500 mm a 1.700 mm. Estende-se desde o estado do Rio de Janeiro até o estado de Goiás, no sentido Sudeste-

Noroeste. Coincide com a topografia das serras da Canastra e Mantiqueira, ao longo do estado de Minas Gerais, refletindo a influência da orografia da região. Além disso, essa zona sofre influência do equilíbrio dinâmico estabelecido entre o anticiclone polar (responsável pela formação de frentes frias na região) e o sistema de alta pressão do Atlântico Sul, especialmente no verão, provocando chuvas intensas e prolongadas (Nunes *et al.*, 2009). Nessa zona, os sistemas de perturbação de oeste, em especial decorrentes da atuação da Zona de Convergência do Atlântico Sul (ZCAS), também influenciam significativamente a chegada de umidade à região.

A segunda zona em termos de totais pluviométricos definida por Nunes *et al.* (2009) apresenta volumes precipitados que vão de 1.250 mm a 1.400 mm. Nessas áreas, as frentes polares também são responsáveis por grande parte dos volumes precipitados, além da influência do regime de monção da ZCAS. A zona com menores totais precipitados (abaixo dos 1.000 mm) têm fraca influência das frentes polares, cujo avanço é inibido pelo domínio da massa de ar tropical atlântica, resultante do anticiclone semifixo do Atlântico Sul. Nessa região, os principais fatores geradores de chuvas são as linhas de instabilidades tropicais (Nunes *et al.*, 2009).

A grande variabilidade das chuvas na região é um traço característico, a qual confere baixa previsibilidade ao fenômeno. Tal fato se deve aos complexos processos de formação de chuvas e à grande quantidade de fatores que os influenciam. Por exemplo, a variabilidade da entrada de massas polares na região apresenta grande influência sobre o volume de precipitação, uma vez que essas massas tendem a ser um dos principais fatores geradores de chuvas em boa parte da região. Além desse fator, a atuação da ZCAS, bastante variável ao longo dos anos, também implica em volumes precipitados diferenciados. Condicionando a atuação das frentes frias e da ZCAS, outras inúmeras variáveis devem ser consideradas.

Outro fator de grande relevância na variabilidade das chuvas, porém ainda muito pouco estudado, em vista da reduzida disponibilidade de dados, é a influência do Oceano Atlântico sobre as chuvas na região sudeste do país. Alves *et al.* (2005 *apud* Nunes *et al.*, 2009) apontam para o fato que um maior aquecimento do oceano tende a antecipar o início das chuvas na região. Do contrário, em anos de temperaturas mais baixas, ocorre atraso no início das chuvas. Apesar dos avanços feitos com relação ao entendimento do impacto da variável Oceano Atlântico sobre o comportamento das chuvas no Brasil, esforços devem ser feitos para superar a dificuldade da carência de dados.

Enfim, a complexidade do processo de formação de chuvas torna difícil sua previsão e compreensão de seus mecanismos geradores. Secas e cheias estão sujeitos a um complexo sistema de circulação atmosférica, sujeito a perturbações em escalas local, regional e global. Os tópicos seguintes tratam de detalhar o comportamento das massas de ar responsáveis pelas principais perturbações sobre a região sudeste do Brasil, visando adicionar elementos à discussão do comportamento climático da área de estudo.

4.1.2.3 Massas de ar atuantes na região

O comportamento climático da região sudeste do Brasil pode ser analisado, a partir do comportamento das massas de ar sobre ela influentes. São quatro as principais massas de ar atuantes nessa região: Massa Equatorial Continental (mEc), Massa Tropical Atlântica (mTa) e Massa Polar Atlântica (mPa). Essas massas de ar formam um conjunto de sistemas de circulação atmosférica na região sudeste, descrito por Nimer (1972), conforme ilustrado na Figura 4.5. A partir da ação das mencionadas massas de ar, são formados os sistemas de perturbação Sul, Oeste e Leste, dos quais resultam os regimes de temperaturas e de chuvas na região. Na sequência esses sistemas serão detalhados.

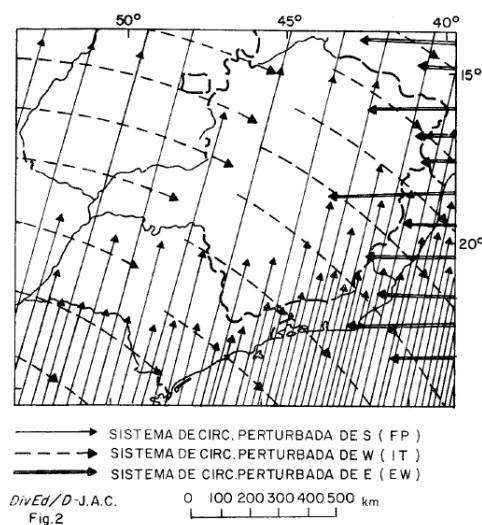


Figura 4.5: Sistemas de circulação atmosférica perturbada na região sudeste.
Fonte: NIMER, 1972.

- Correntes perturbadas de Sul

Essa corrente decorre da existência do anticiclone da região polar, responsável pela formação da mPa. Suas propriedades derivam de sua região de origem, bem como pelo seu comportamento em seu trajeto até a região sudeste. Originariamente, essa massa apresenta forte inversão de temperatura, ar muito seco, frio e estável. Seguindo sua trajetória de

sudoeste para nordeste, até alcançar a região sudeste do Brasil, essa massa de ar adquire umidade e calor, provenientes da superfície do mar, de tal modo que, até alcançar a região dos trópicos, a inversão desaparece e a massa de ar torna-se instável.

Essa massa polar é a responsável pela ocorrência de frentes frias na região sudeste, frentes essas que surgem na direção sudeste-noroeste, e, combinada com condições orográficas adequadas e a presença de núcleos de condensação abundantes (poeira nas cidades, e cristais de cloreto de sódio nas regiões litorâneas) é a principal responsável pelas chuvas frontais sobre o sudeste, em especial, pelas chuvas nas regiões serranas e litorânea. Essa frente fria comumente é resultado de um equilíbrio dinâmico estabelecido entre a mPa, decorrente do anticiclone Pacífico, e a mTa, resultante do anticiclone semifixo do Atlântico Sul.

A Figura 4.6 ilustra a posição das mencionadas massas de ar no mês de janeiro de um ano típico. Observar nessa mesma figura a linha que representa o avanço da frente polar (FP) no sentido sudeste-noroeste, ao sul do Brasil. A figura é uma representação esquemática no período do verão e mostra o forte avanço da mEc, conforme será descrito.

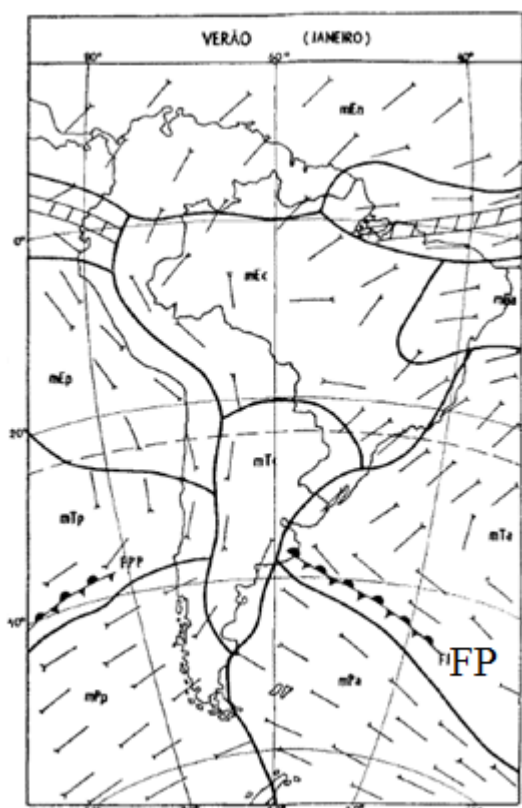


Figura 4.6: Massas de ar atuantes na América do Sul e linha de avanço da Frente Polar.
Fonte: NIMER, 1966.

- Correntes perturbadas de Oeste

Essa corrente é particularmente relevante para a região sudeste de meados da primavera até o final do verão. Entende-se que essa corrente decorre da ação da mEc, originária da planície amazônica, quente e úmida, a qual tenderia a gerar as chamadas frentes tropicais ou linhas de instabilidade tropicais ou, mais atualmente, ZCAS. Tal fenômeno é mais relevante no verão, quando essa massa de ar apresenta maior avanço sobre a região central do Brasil, em virtude das baixas pressões ocasionadas por forte insolação (observar o esquema de avanço da mEc sobre a região sudeste na Figura 4.6, durante o verão).

A penetração dessa massa de ar encontra resistência na ação das frentes polares e definem uma linha de instabilidade direcionada ao leste ou ao sudeste, ao longo da qual a corrente apresenta grande mobilidade. A região sudeste está na trajetória dessa corrente, a qual é mais influente nos estados de Mato Grosso, Goiás e Minas Gerais, ocasionando ao longo de seu percurso chuvas e trovoadas, por vezes, granizo e ventos bastante fortes. Em geral, chuvas convectivas são decorrentes do avanço dessa massa de ar, em virtude da combinação de altas temperaturas no verão e umidades também elevadas.

- Correntes perturbadas de Leste

Essas correntes podem ser atribuídas à existência de ventos alísios equatoriais, que constituem a mTa. Essa massa de ar (composta de uma camada inferior fresca e carregada de umidade proveniente da evaporação na superfície do oceano atlântico e de outra camada superior quente e seca, separadas por uma inversão de temperatura) é caracterizada por grande estabilidade e poucas chuvas. Ao alcançar o litoral brasileiro, contudo, a descontinuidade térmica eleva-se a maiores altitudes, possibilitando a mistura das duas camadas e provocando a instabilidade da massa de ar, o que acaba por ocasionar fortes chuvas equatoriais. Essas chuvas, porém limitam-se normalmente ao trecho mais litorâneo.

A ação da mTa, derivada da atuação do anticiclone do Atlântico Sul, é mais observada no período do inverno, em vista do enfraquecimento da mEc, enquanto no verão sua presença raramente é percebida. O domínio da atuação anticiclônica no período do inverno contribui para inibir o avanço de sistemas mais úmidos.

4.1.2.4 Secas na região sudeste

Nas regiões tropicais, os mecanismos atmosféricos ocasionam grande irregularidade na ocorrência das chuvas (Nimer, 1972). O mesmo autor constata que o desvio médio das precipitações na região Sudeste dificilmente é inferior a 15% em relação à média de precipitação anual. Nos vales dos rios São Francisco e Doce esses desvios com relação aos totais anuais podem chegar a valores de 30 a 50%. Na região semiárida do norte de Minas, os desvios absolutos das precipitações podem chegar ao triplo da média em alguns locais, bem como podem passar anos com quase ausência total de chuvas.

Essa observação vai ao encontro do que é constatado por Smakhtin e Schipper (2008), observando que, em geral, onde os totais de chuvas são menores, maior é a variabilidade da ocorrência das chuvas e maior a possibilidade de que as chuvas anuais sejam significativamente inferiores a seus valores médios (ver Figura 3.1).

Nimer (1972) afirma ainda que, normalmente, a região inteira é sujeita a desvios positivos ou negativos das precipitações. Quando isso não ocorre, é comum que o setor mais a nordeste da região apresente desvios negativos de precipitação, enquanto o setor mais a sudoeste apresente desvios positivos. O contrário também pode ocorrer, ou seja, setor nordeste com desvios positivos e setor a sudoeste com desvios negativos. O fato é que é comum o caráter assimétrico dos desvios em virtude, principalmente, da ação das correntes perturbadas do sul, decorrentes da ação da frente polar durante o semestre chuvoso. Nos anos em que essa corrente apresenta ação significativa, ocorrem precipitações acima do normal em toda região. O contrário ocorre quando o avanço da frente polar é menos significativo.

O avanço da frente polar é determinante para toda região, contudo nos anos em que seu avanço é fraco durante o período chuvoso, o decréscimo de precipitação é mais significativo no setor a sudoeste da região, sobre o estado de São Paulo. Nessa situação, a ação da mEa pode vir a ocasionar desvios positivos de precipitação no setor a nordeste da região (Espírito Santo, Rio de Janeiro e Minas Gerais) ou eventualmente, a mEc, ao longo da linha de ação das chamadas frentes tropicais, pode vir a avançar sobre a região, compensando a ação da frente polar sobre as chuvas no estado de Minas Gerais.

Desvios positivos ou negativos das precipitações nas diversas porções da região sudeste estão vinculados ao resultado da ação das massas de ar sobre elas influentes. Os mecanismos que

acabam por gerar períodos secos e períodos chuvosos ainda devem ser aprofundados de modo a se possibilitar melhor caracterização e previsão das secas nessa região. É escassa a literatura acerca do comportamento espaço-temporal das secas na região sudeste, sendo este trabalho uma tentativa de aprofundar sobre o tema.

4.2 Metodologia

O presente trabalho foi desenvolvido em quatro etapas. A primeira delas foi a coleta de dados junto aos órgãos oficiais responsáveis pela manutenção do Sistema Nacional de Informações em Recursos Hídricos – SNIRH, bem como a consulta aos dados de índices climáticos utilizados no presente estudo. A segunda etapa corresponde ao cálculo dos índices de secas e obtenção de séries históricas de *SPIs*, com base na análise local e regional de frequências. A terceira etapa consistiu na análise das séries temporais de *SPIs* obtidas na etapa anterior, por meio das análises de Fourier e Ondaletas. Por fim, buscou-se interpretar os resultados obtidos com base na avaliação dos índices climáticos de grande escala, coletados com o intuito de avaliar se os índices climáticos selecionados apresentam influência significativa sobre as secas na região de estudo. Os tópicos a seguir detalham cada uma dessas etapas.

4.2.1 Etapa 1 – Coleta de Informações

As informações de precipitação necessárias para a realização deste trabalho foram obtidas junto aos órgãos responsáveis pela manutenção do Sistema Nacional de Informação em Recursos Hídricos (BRASIL, Leis nº 9.433/1997 e nº 9.984/2000), organizada, implantada e gerida pela Agência Nacional de Águas (ANA) e operada pelo Serviço Geológico Brasileiro (CPRM). Os dados coletados foram as precipitações totais mensais. Na forma com que são disponibilizadas, as informações já foram submetidos a uma análise de consistência, de modo que apresentam confiabilidade. Os postos que serão investigados serão aqueles que monitoram a bacia do rio São Francisco, dentro do estado de Minas Gerais.

Dessa coleta serão selecionados apenas aqueles postos pluviométricos cujo histórico de precipitações se prolongarem por mais de 25 anos. Esse comprimento das séries foi considerado como um comprimento adequado, tanto para as análises de frequência, regional e local, quanto para a realização de análises de séries temporais por meio da análise de Fourier e ondaletas de modo consistente. Falhas nos registros históricos dos postos foram preenchidas, por meio de regressão linear dos dados de chuva, utilizando-se postos pluviométricos situados nas proximidades do posto onde a falha fora percebida.

Além dos dados de precipitação, foram coletados os dados necessário para a realização da etapa 4, que são os índices climáticos de macro escala, junto a órgãos e universidades que disponibilizam séries históricas dos índices. Como já se antecipou, esses índices são o Índice Oceânico *Niño* (ION), Índice de Oscilação Sul (IOS) e a Oscilação Decenal do Pacífico (ODP). Resgate-se que os dois primeiros índices são utilizados para caracterizar a oscilação sul *El-Niño* (ENOS).

Dados do ION são disponíveis em NOAA (2011), no *website* do Serviço de Clima dos EUA (http://www.cpc.ncep.noaa.gov/products/analysis_monitoring/ensostuff/ensoyears.shtml) para o período entre jan/1950 até dez/2006, no mesmo local onde são disponíveis os dados de IOS (<http://www.cpc.ncep.noaa.gov/data/indices/soi>) para o mesmo período. Os dados do ODP foram obtidos a partir de Mantua (2011), acessível no endereço eletrônico da Universidade de Washington (<http://jisao.washington.edu/pdo/PDO.latest>), para o período de jan/1900 até ago/2011.

4.2.2 Etapa 2 – Cálculo do Índice de Seca e obtenção das séries históricas de SPI

Já se antecipou que as séries de *SPIs* podem ser observadas na sequência dos meses (constituindo as séries de *SPIs* móveis), ou ao longo dos anos, mantendo fixos os meses (constituindo as chamadas séries de *SPIs* fixos). No presente estudo, as séries de *SPIs* foram obtidas dessas duas formas, porém as séries de *SPIs* móveis foram estimadas com base na análise local, enquanto as séries de *SPIs* fixos, por meio da análise regional de frequência. Os tópicos seguintes detalham como essas séries foram geradas.

4.2.2.1 Análise regional de frequência

No caso dos *SPIs* fixos as séries foram obtidas a partir de uma distribuição regional de frequências, ajustada aos dados de chuva de cada região homogênea. A cada valor de precipitação da série histórica, adimensionalizado por meio da chuva média, foi associado um valor de *SPI*, utilizando a distribuição regional ajustada. Essa proposta metodológica é baseada na análise regional de frequências com momentos-L, conforme apresentada por Hosking e Wallis (1997). Rotinas computacionais em Fortran foram obtidas em Hosking (2005).

Previamente às análises de frequências propriamente ditas, portanto, foi necessária a definição de regiões homogêneas. Essas regiões foram definidas por tentativas e posteriores verificações da homogeneidade da região (por meio do cálculo das medidas de heterogeneidade). Além disso, foi verificada a presença de amostras discordantes em relação

ao conjunto da região (por meio do cálculo das medidas de discordância) e foram definidas distribuições regionais de probabilidades que se ajustavam melhor aos dados regionais. A verificação desse ajuste foi feito por meio do cálculo da medida de aderência.

A Figura 4.7 ilustra o procedimento adotado. Com base em um ajuste de uma distribuição regional, os dados adimensionalizados de cada posto são associados a uma probabilidade de não excedência. Em seguida essas probabilidades são associadas aos quantis de uma distribuição normal padrão.

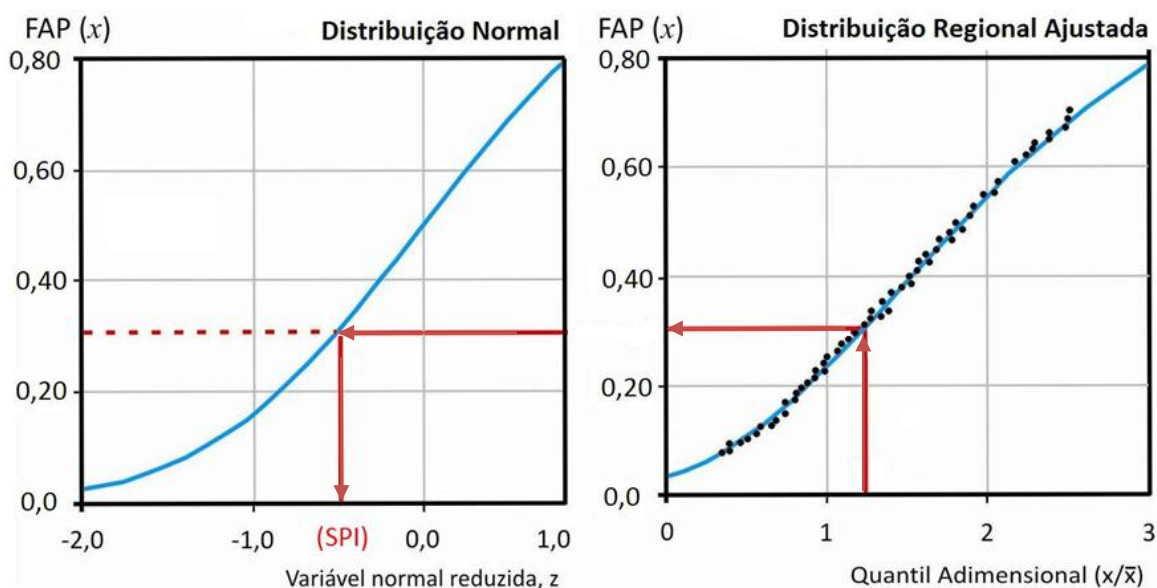


Figura 4.7: Representação do método proposto de cálculo dos valores de *SPIs*

A definição dessas regiões ocorre por tentativa. A primeira forma de agrupamento dos postos ocorre por conveniência geográfica, considerando a proximidade dos postos e localização com relação às bacias hidrográficas, principalmente. A partir daí foram feitas verificações da homogeneidade do agrupamento de postos, da discordância de algum posto com relação à região homogênea definida e da aderência do agrupamento de postos a uma determinada função de distribuição de probabilidades.

Vale mencionar que as tentativas de agrupamento sempre visaram à obtenção de regiões mais abrangentes o possível. Caso as verificações mencionadas acima indicassem que os postos não formassem uma região homogênea, a região era subdividida até que pudessem ser observados os critérios de homogeneidade. Dessa forma, a abrangência geográfica das regiões poderia fornecer um indicativo da escala geográfica de ocorrência das chuvas e secas.

Tendo sido definidas as regiões homogêneas, as funções de distribuição de probabilidade regionais e os parâmetros dessas distribuições, foram estimados. Essas funções foram utilizadas para modelar as séries de precipitações acumuladas. Na sequência, a partir das funções regionais ajustadas, os índices de secas foram calculados (Figura 4.7). Relembrando que, pelo esquema de cálculo do *SPI*, apresentado no item 3.1.2.2, a inovação proposta seria relativa ao ajuste da distribuição apresentado na Figura 3.3.

Ressalte-se que, utilizando-se a análise regional, conforme a proposta metodológica de Hosking e Wallis (1997), são avaliadas possibilidades de ajuste de cinco distribuições de probabilidade de três parâmetros: Generalizada Normal, Generalizada Logística, Generalizada de Valores Extremos, Pearson Tipo III e Generalizada de Pareto. Sendo assim, além de melhorar as estimativas de parâmetros de distribuições de probabilidades, tornando essa estimativa mais robusta, tendo em vista a crítica de Mishra e Singh (2010) ao uso do *SPIs*, seria superada a crítica dos mesmos autores quanto ao uso apenas da distribuição Gama para o cálculo das probabilidades do índice.

A análise regional foi realizada em três escalas distintas, em quatro períodos fixos diferentes: seis meses de abril a setembro; seis meses de outubro a março; oito meses de setembro a abril; e doze meses para o ano hidrológico de outubro a setembro. Essas escalas e períodos foram utilizados por englobarem os períodos secos, chuvosos (que ocorre entre 6 e 8 meses), bem como o ano hidrológico. Foram obtidas, portanto, quatro séries históricas de *SPIs* fixos para cada posto pluviométrico com histórico de pelo menos 25 anos selecionados na etapa 1.

Resultaram como produto dessa etapa, portanto, as séries históricas de *SPIs* fixos, bem como as regiões estatisticamente homogêneas quanto às precipitações. Sendo assim, uma etapa importante da análise regional das secas foi cumprida ao fim dessa etapa.

4.2.2.2 Análise local para cálculo do *SPI*

Para o cálculo dos *SPIs* móveis o método de obtenção das séries foi a análise local, conforme formulação tradicional do *SPI*. Essas séries foram obtidas para postos representativos em cada uma das regiões consideradas estatisticamente homogêneas, bem como em séries de chuvas médias em cada uma das regiões, obtidas por meio de médias simples das precipitações mensais. As séries foram obtidas para 4 escalas (3, 6, 9 e 12 meses), as quais foram associadas a diferentes tipos de secas (3 meses – secas meteorológicas; 3 a 6 meses – secas agrícolas; 6 a 9 meses – secas hidrológicas; e 12 meses – secas sócio econômicas).

Os postos representativos mencionados no parágrafo anterior foram utilizados como uma referência de uma dada região para a análise de séries temporais. A escolha desses postos foi feita tendo em vista alguns critérios, a saber: comprimento do histórico de precipitações e, conseqüentemente, de *SPI*; presença de falhas no histórico; e o grau de correlação com dados médios na região considerada homogênea.

O uso das duas metodologias distintas justifica-se pelo fato de que, apesar de a análise regional com momentos-L apresentar uma série de vantagens sobre a análise local e método dos momentos (a saber, seu bom desempenho ao lidar com séries históricas não tão longas, especialmente para definição do terceiro parâmetro de algumas distribuições de probabilidades, conferindo maior robustez à estimativa dos parâmetros de distribuições de probabilidades), ela necessita ser precedida por uma série de outras etapas, as quais tornam seu cálculo bastante oneroso. Caso a análise regional fosse utilizada em todas as escalas para a obtenção de séries móveis de *SPIs*, para cada uma das cinco escalas teriam de ser definidas doze regiões homogêneas e, assim sendo doze análises regionais por cada uma das quatro escalas utilizadas para os *SPIs* móveis.

O confronto dos resultados da análise regional de frequências por meio de momentos-L com aqueles resultados da análise local será feito por meio do cálculo do coeficiente de correlação entre as séries obtidas e por meio da comparação de valores extremos de *SPIs*, ou seja, aqueles valores de quantis associados às caudas das distribuições de probabilidades. Essa comparação teve como objetivo investigar se há melhora significativa no uso da análise regional para o cálculo do *SPI* e se é possível contornar as deficiências do índice, apontadas por Mishra e Singh (2010).

4.2.3 Etapa 3 – Análise de Séries Temporais de *SPIs*

A análise de séries temporais foi realizada por meio de duas metodologias: a Análise de Fourier e a Análise de Ondaletas. Essas análises foram aplicadas a várias das diversas séries temporais obtidas na etapa 2, porém preferiu-se dar ênfase a duas delas. Para as séries de *SPIs* móveis, porém, preferiu-se focar o *SPI-9* (relativo ao acumulado de precipitação de 9 meses), uma vez que ele permitiu boa visualização dos ciclos em testes preliminares e por ser um período suficiente para cobrir todo o período chuvoso e todo o período seco. Para as séries de *SPIs* fixos, preferiu-se utilizar o *SPI-12-AH* (relativo ao acumulado de precipitação do período fixo de 12 meses ao longo do ano hidrológico, entre outubro e setembro) por ser o índice mais abrangente e permitir cobrir todo o período histórico, sem perder a precipitação

ocorrida em qualquer mês. Detalhes a respeito da aplicação das duas técnicas de análise são apresentados na sequência.

4.2.3.1 Algoritmo FFT

As análises de Fourier foram operacionalizadas por meio do algoritmo da Transformada Rápida de Fourier (TRF). Para a análise das séries, utilizou-se o *software MatLab* o qual apresenta rotinas padrões para o cálculo da transformada. Os resultados serão apresentados em forma de periodograma, conforme exemplo apresentado na Figura 3.8. O uso dessa técnica visará identificar eventuais ciclos médios ao longo das séries, os quais serão detalhados na análise de Ondaletas.

4.2.3.2 Transformada Contínua de Ondaletas

Para o cálculo da transformada de ondaletas, também foi utilizado o *software MatLab*. Nesse caso, rotinas computacionais utilizando-se e análise de ondaletas são disponibilizadas em diversos endereços eletrônicos. Destacam-se duas fontes principais: a primeira é o *WaveLab 850*, desenvolvido na Universidade de Stanford, e disponibilizado no endereço eletrônico <http://www-stat.stanford.edu/~wavelab/>; a segunda é Torrence e Compo (1998), detalhado no *website* mantido pela Universidade do Colorado em *Boulder*, por Torrence e Compo (<http://paos.colorado.edu/research/wavelets/>). Foi dada preferência às rotinas dos professores Torrence e Compo, por meio das quais foi possível reproduzir resultados encontrados na literatura. Essas rotinas, adaptadas, possibilitaram chegar aos espectros de ondaletas. As rotinas para MatLab são apresentadas no Anexo III.

Os resultados dessa etapa serão apresentados por meio do espectro de ondaletas, por meio do espectro global de ondaletas (comportamento médio dos ciclos ao longo dos tempos, representação semelhante àquela de Fourier, porém utilizando-se as funções de ondaletas) e por meio da variância média em cada período de tempo. A Figura 4.8 exemplifica o resultado, ressaltando que os gráficos posicionados ao lado e abaixo do espectro de ondaletas representam a média ao longo do tempo e das escalas, respectivamente, do espectro. O exemplo apresentado é relativo à série de *SPI-9* móvel do posto São Francisco.

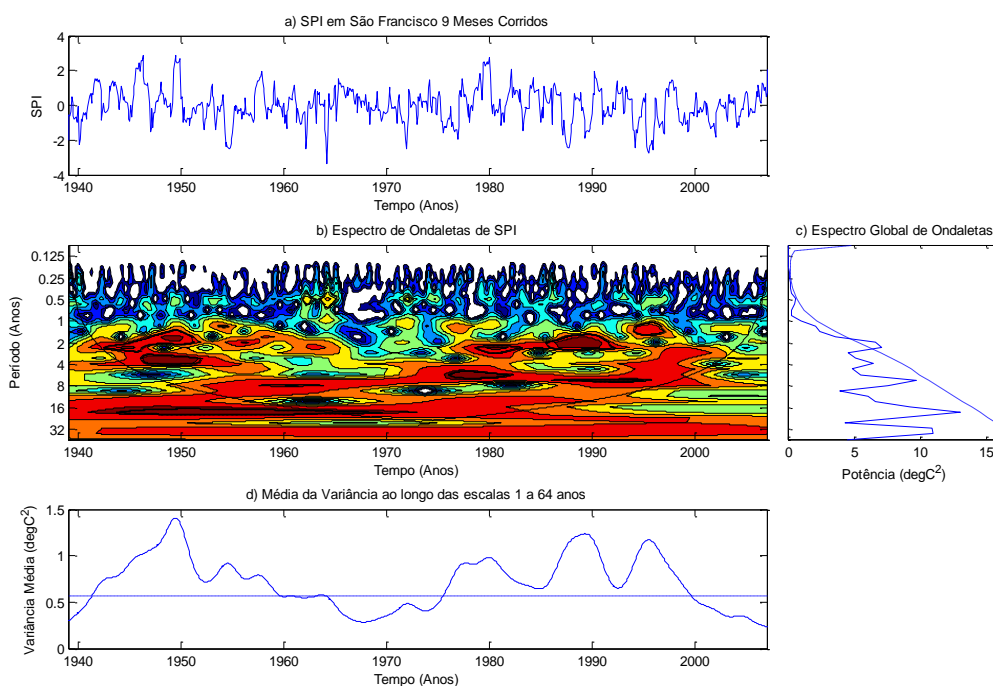


Figura 4.8: Resultado da análise de ondaletas para a série de *SPI-9* móvel do posto São Francisco.

A reprodução de resultados observados na literatura foi possível, especialmente com o uso da função de ondaletas Morlet. Resgate-se que Torrence e Compo (1998) destacam que, qualitativamente, os resultados das análises de ondaletas utilizando-se diferentes funções e parâmetros diferenciam-se pouco, o que foi constatado no presente trabalho. Alguns critérios a serem utilizados na seleção das funções de ondaletas foram apresentados na revisão bibliográfica. A partir desses critérios, optou-se pelo uso da função de Morlet, a qual, além de reproduzir resultados observados em outros trabalhos, é uma função que possibilita boa resolução da análise dos sinais e boa comparação entre eles.

4.2.4 Etapa 4 – Investigação da existência de Teleconexões

Nessa etapa, os resultados alcançados serão analisados em profundidade com base na investigação de eventuais teleconexões entre as secas na região mineira da bacia do rio São Francisco e fenômenos climáticos remotos. Esses fenômenos são o *El-Niño* – Oscilação Sul (ENOS) e a Oscilação Decenal do Pacífico (ODP). O ENOS será retratado por meio de dois índices correlacionados: o Índice de Oscilação Sul e o Índice Oceânico *Niño*.

Esses três índices serão também submetidos à análise de ondaletas e seus espectros serão analisados. Além disso, buscar-se-ão eventuais correlações de eventos extremos de secas e fases de ENOS e de ODP. Essa comparação visa a observar, ainda que qualitativamente no

presente trabalho, indícios de teleconexões entre as secas na região de estudo e fenômenos climáticos de macro escala. Essa investigação tanto pode contribuir com melhor previsão dos fenômenos quanto contribuir para o melhor entendimento de mecanismos geradores de secas na região mineira da bacia do rio São Francisco.

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

5.1 Etapa 1 – Coleta de Informações

5.1.1 Precipitação

A coleta de dados de precipitação, a partir dos bancos de dados oficiais, resultou um conjunto de 124 postos pluviométricos, considerando aqueles cujo histórico de precipitações se prolongava por mais de 25 anos até o ano de 2006. Em muitos casos, foi observada a ocorrência de falhas nos registros históricos, as quais foram preenchidas por regressão linear com postos situados nas proximidades.

A distribuição desses postos não é homogênea, com grande concentração de postos ao sudeste da área de estudo, nas proximidades da região metropolitana de Belo Horizonte e uma concentração menor nas regiões Norte e Noroeste de Minas Gerais, o que pode ser observado na Figura 5.1. No Anexo I constam informações mais detalhadas acerca do conjunto de postos selecionados, em especial, seu código, nome, localização (latitude, longitude e altitude), o comprimento de cada série e o número de meses faltantes.

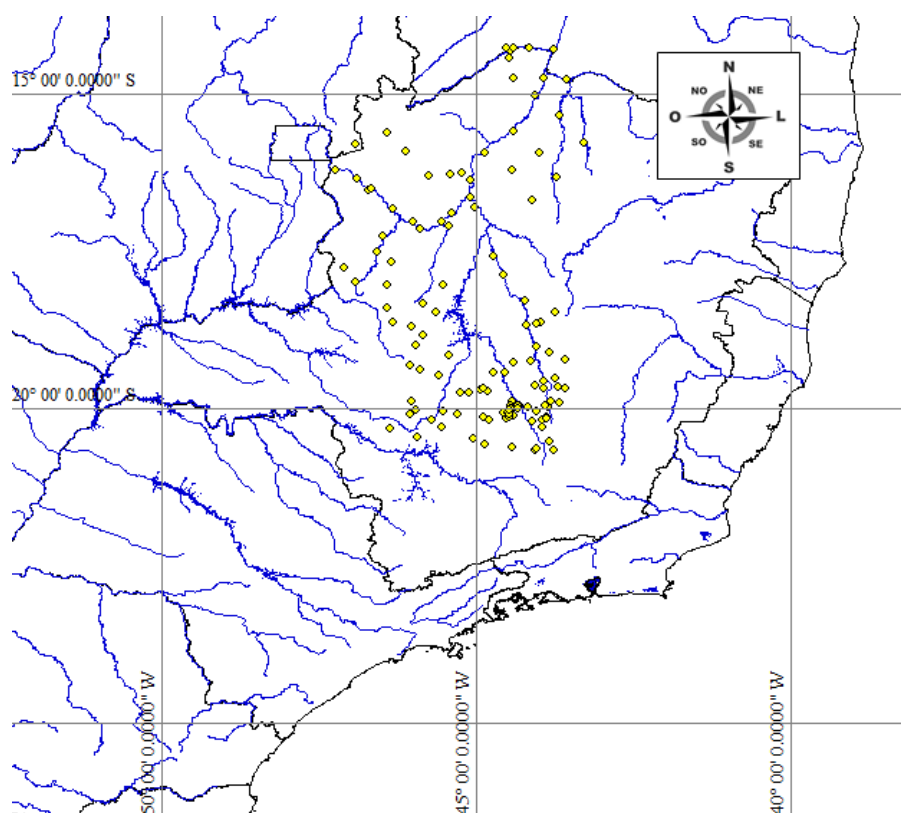


Figura 5.1: Localização dos postos de monitoramento pluviométrico.

Para melhor visualização dos resultados obtidos neste trabalho, serão utilizados como exemplo os resultados obtidos no posto São Francisco (código 01544012), localizado nas proximidades do rio São Francisco, no município de São Francisco – MG. Dentre todos os postos estudados, este é o que apresenta o registro histórico mais longo (1938 a 2006) e mais completo, não apresentando sequer uma falha em seu histórico. Julgando-se relevante, outros postos serão também tratados em detalhes para ressaltar algumas conclusões deste trabalho.

A Figura 5.2 apresenta os totais pluviométricos mensais no referido posto, enquanto a Figura 5.3 apresenta seu o histograma de frequências, considerando os totais precipitados anuais. Ressalte-se aqui a assimetria positiva observada nos dados de precipitação anuais a partir do histograma (coeficiente de assimetria igual a 0,83).

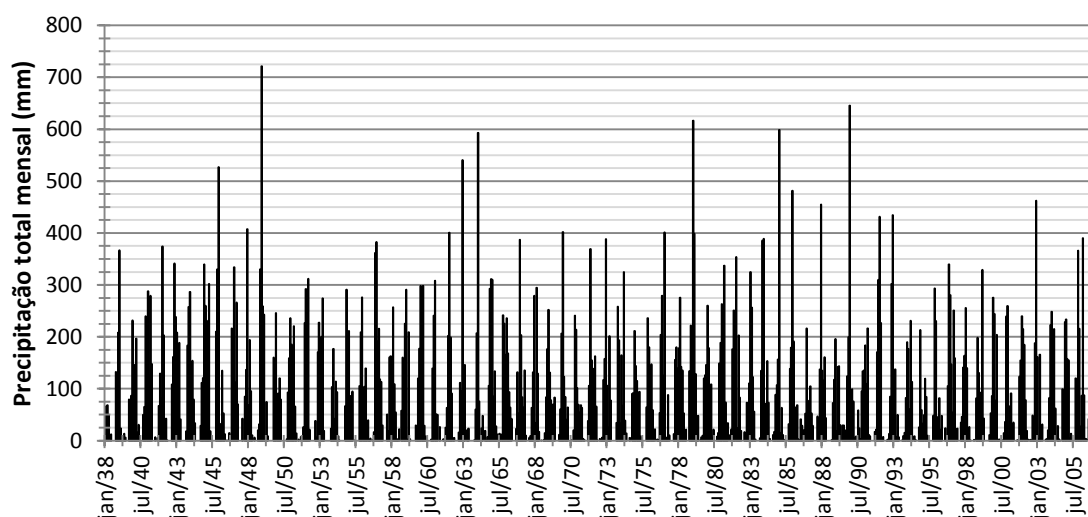


Figura 5.2: Totais Mensais Precipitados no posto São Francisco – 01544012.

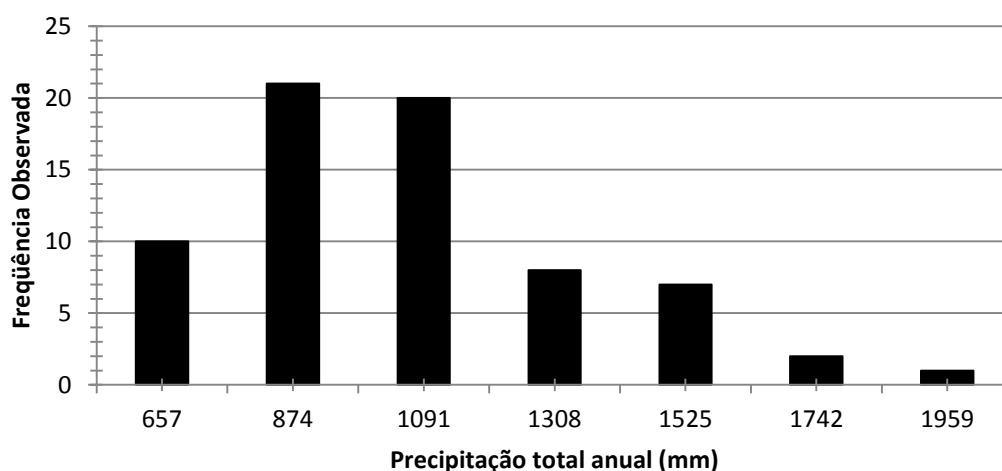


Figura 5.3: Histograma de frequências absolutas no posto São Francisco – 01544012.

Coeficientes de assimetria elevados foram observados nos dados de precipitação de todos os postos quando calculados para períodos de tempo curtos, até 6 meses. Para precipitações mensais, os coeficientes médios na região oscilaram em torno de 1,40 com valor mínimo de 0,65 no mês de janeiro e 2,50 nos meses de junho e julho. Em alguns postos os coeficientes de assimetria são mais elevados nos meses de junho e julho, chegando a valores superiores a 6,0 nos postos localizados mais ao norte da área de estudo. Em algumas situações também foram observados coeficientes de assimetria negativos, o que foi mais comum para dados de precipitações totais anuais.

Vale ressaltar uma tendência de que, para dados de chuvas mensais, onde foram observadas menores médias de coeficientes de assimetria, os totais precipitados são mais elevados. Por exemplo, no posto pluviométrico Conselheiro Lafaiete (código 02043005), foram observados os menores coeficientes, em torno de 0,64 e o total pluviométrico anual observado foi de 1352 mm. Enquanto isso, no local onde maior assimetria foi observada (2,53 no posto Manga, código 01443001), o total médio anual é de 820 mm. Neste posto, a assimetria nos meses mais secos alcançou o valor de 7,3. A distribuição do coeficiente de assimetria das amostras de precipitações mensais, em geral, seguiu essa tendência de assimetria maior onde as chuvas são menos significativas, e assimetria menor onde as chuvas são mais abundantes. A Figura 5.4 ilustra o comportamento dos coeficientes de assimetria médios ao longo da área de estudo.

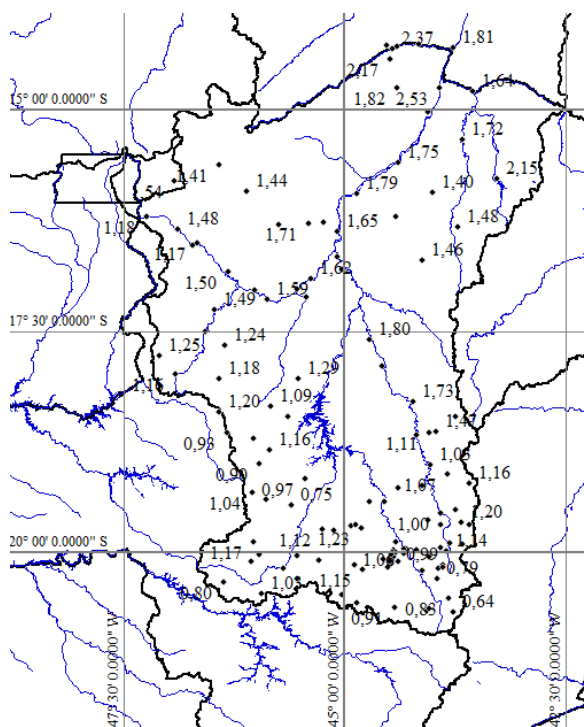


Figura 5.4: Coeficientes de assimetria médios ao longo da área de estudo.

Importante ressaltar que, quanto ao uso da distribuição de probabilidades Gama na modelagem de chuvas, da forma que foi feito na formulação original do *SPI*, sua flexibilidade em assumir diferentes assimetrias, a depender dos parâmetros adotados, conforme já foi destacado na descrição desse índice, é fator de grande interesse no cálculo do índice de seca. Porém a distribuição Gama não é capaz de modelar amostras com assimetria negativa, o que eventualmente pode ser observado em amostra de chuvas e em alguns casos, na região de estudo, essa característica foi observada.

Nesse sentido, acredita-se ser importante avaliar o uso de outras distribuições de probabilidades, que não apenas essa distribuição. Espera-se superar a crítica feita por Mishra e Singh (2010), na medida em que sugerem que o uso somente da distribuição Gama pode ser inadequado em vista da diversidade de comportamentos que essa função necessitará modelar. Sabendo que, McKee *et al.* (1993), na formulação original do *SPI*, afirmam que o índice é função apenas da probabilidade, entende-se que a alternativa da análise regional de frequência com momentos-L, de fato, apresenta-se como uma possibilidade interessante para a modelagem estatística das amostras de chuvas, cálculo de probabilidades e obtenção das séries de *SPIs*.

Para uma melhor observação dos dados de chuva, propõe-se ainda outra forma de visualização dos dados, por meio de diagramas de caixas. A Figura 5.5 apresenta esse resultado mostrando a assimetria dos dados das chuvas do ano hidrológico em alguns postos pluviométricos utilizados nesse estudo. A mesma figura apresenta ainda valores chamados *outliers*, superiores ou inferiores. Pode-se observar na figura que é comum a presença de *outliers* nos dados, os quais foram incorporados às análises.

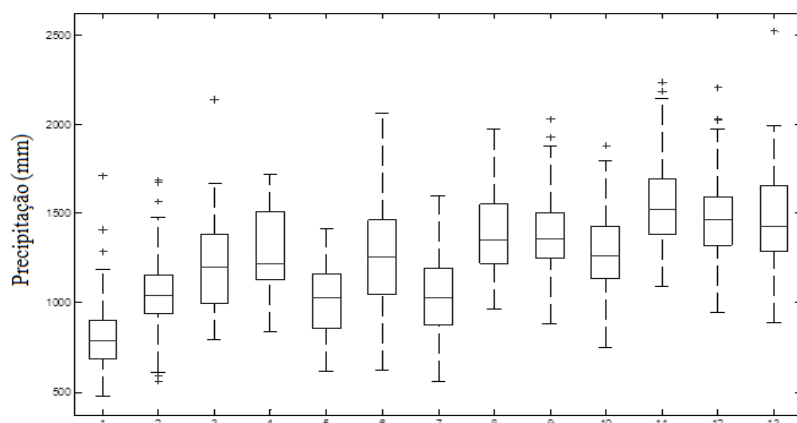


Figura 5.5: Diagrama de caixas dos totais de precipitações no ano hidrológico.

Legenda: 1 – Manga; 2 – São Francisco; 3 – Arinos; 4 – Unai; 5 – São Romão; 6 – Várzea da Palma; 7 – Leal de Patos; 8 – Santo Hipólito; 9 – Jaguaruna Jusante (Onça); 10 – Bambuí; 11 – Ponte Nova do Paraopeba; 12 – Lagoa Grande; 13 – Lamounier.

5.1.2 Índices climáticos

Além dos dados de precipitação na área de estudo, foram obtidos também os dados do Índice Oceânico *Niño* (ONI), Índice de Oscilação Sul (IOS) e a Oscilação Decenal do Pacífico (PDO), a partir dos quais se pretende avaliar a influência sobre o recorte selecionado da bacia do São Francisco. Já apresentada na Figura 3.18, foi obtida a série histórica do Índice Oceânico *Niño*, de 1950 a 2006.

Observar pela Figura 3.18, que foram registrados ao longo dos 56 anos de registros históricos disponibilizados 15 eventos de *El Niño*, e 14 eventos de *La Niña*. Em média, pode-se afirmar que eventos significativos de *El Niño*, nos últimos 56 anos ocorreram uma vez a cada 3,7 anos, enquanto que, no mesmo período, eventos de *La Niña* ocorreram uma vez a cada 4 anos. Essa frequência de ocorrência de ciclos no fenômeno ENOS é consistente com dados de literatura (por exemplo, Torrence e Compo, 1998).

Outro índice característico da ENOS avaliado é o Índice de Oscilação Sul (IOS), obtido também junto ao Centro de Previsão Climática do Serviço Nacional de Clima dos EUA. Períodos prolongados negativos de IOS coincidem com temperaturas elevadas nas águas do Oceano Pacífico, associadas ao fenômeno *El Niño*. Pelo contrário, períodos positivos de IOS coincidem com temperaturas baixas no Oceano Pacífico, o que está associado ao fenômeno *La Niña*. Resgate-se que o IOS é negativamente correlacionado com o ION. A Figura 5.6 apresenta os resultados dessa coleta de dados, enquanto a Figura 5.7 apresenta os dois índices característicos do ENOS em um só gráfico.

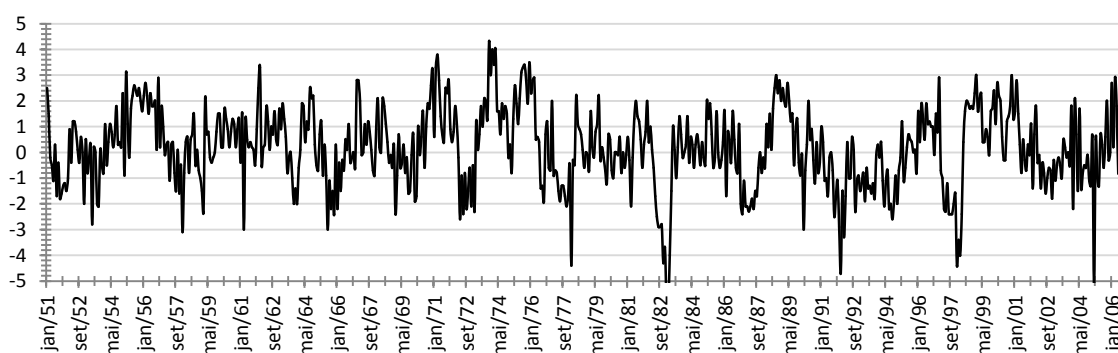


Figura 5.6: Índice de Oscilação Sul.

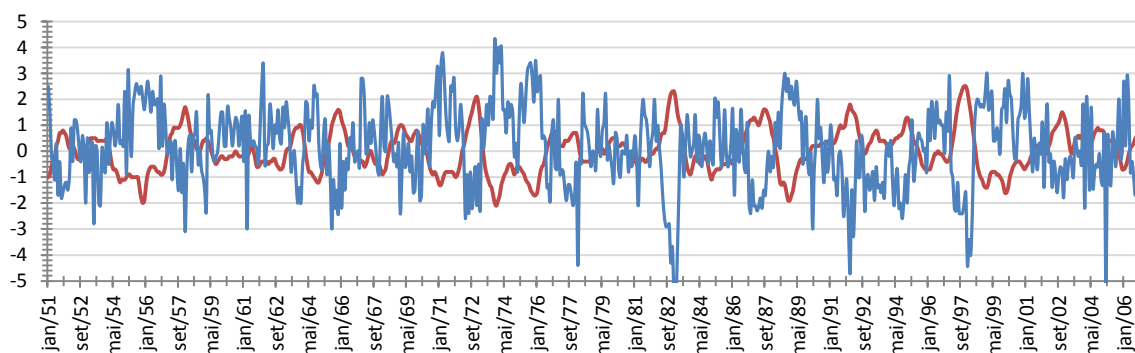


Figura 5.7: Índice Oceânico Niño (em vermelho) e Índice de Oscilação Sul (em azul).

Pela Figura 5.7 é possível perceber como o ION e o IOS são, de fato, correlacionados negativamente, o que é constatado pelo coeficiente de correlação entre as duas séries de $-0,73$. O comportamento das duas séries, porém, é sensivelmente diferente, uma vez que se percebe maior variabilidade do índice IOS, o qual, além de obedecer a ciclos semelhantes ao ION, apresenta forte aleatoriedade em períodos mais curtos. Essa característica fica evidente na análise de séries temporais, por meio da transformada contínua de ondaletas. Os resultados das análises de ondaletas aplicadas ao IOS serão apresentados no item 5.4.1.2.

O último índice climático coletado foi o ODP, cujos valores, de 1930 até 2011, são mostrados na Figura 5.8. Nessa figura são mostrados períodos de resfriamento (em azul) e aquecimento (em vermelho). A ODP é um índice de oscilação de longo prazo, tendo sido observadas poucas inversões de fase do índice ao longo do século XX. Cabe ressaltar a permanência de fase fria entre 1900 a 1924 e entre 1947 e 1976 e fases quentes, entre 1925 a 1946 e de 1977 a 1990. De 1990 a 2011 não houve permanência prolongada em nenhuma das fases. Ocorreu alternância entre fase quente (de 1990 a 1997 e de 2002 a 2006), e fase fria (de 1998 a 2001 e de 2007 a 2011). De 2007 até 2011 existe uma tendência de entrada da ODP em sua fase fria.

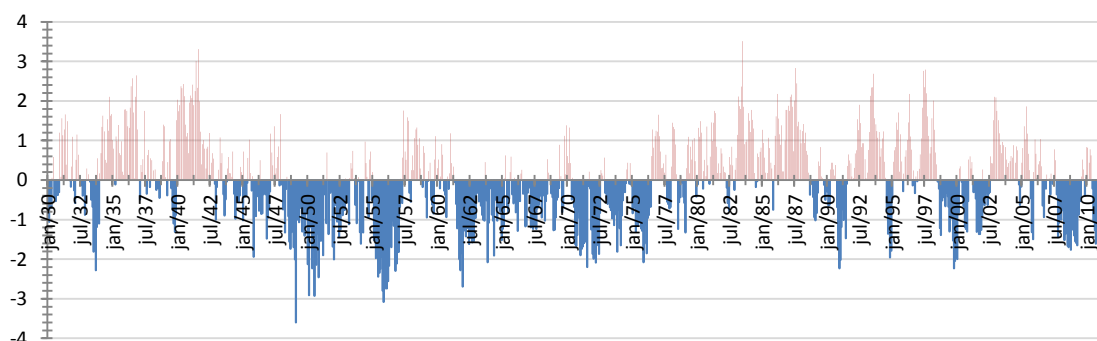


Figura 5.8: Oscilação Decenal do Pacífico (ODP).

5.2 Etapa 2 – Cálculo do Índice de Seca e obtenção das séries históricas de SPI

5.2.1 Determinação de regiões homogêneas

A análise regional produziu dois resultados relevantes. Além das séries de *SPI* fixos para cada escala e cada período analisado (resgate-se, 6 meses – abril a setembro e outubro a março; 8 meses de setembro a abril; 12 meses para o ano hidrológico de outubro a setembro), a análise regional de frequências, conforme a proposta de Hosking e Wallis (1997), auxiliou a obtenção das regiões estatisticamente homogêneas.

Vale lembrar que a definição dessas regiões ocorre por tentativa e posterior verificação da homogeneidade da região, da discordância dos postos com relação à região homogênea e da aderência do agrupamento de postos a uma distribuição de probabilidades. Buscou-se ainda obter regiões as mais abrangentes possível, de modo a fornecer um indicativo da escala geográfica de ocorrência das chuvas e secas.

O resultado final dessas tentativas de definição de regiões homogêneas são apresentados na Tabela 5.1. Nessa tabela são apresentados dados de cada uma das regiões consideradas estatisticamente homogêneas, incluindo as distribuições estatísticas definidas por meio da abordagem de Hoskings e Wallis (1997), bem como os parâmetros dessas distribuições, coeficientes de heterogeneidade e o número de postos em cada uma delas. Essas regiões, seu posicionamento e dimensões são ilustrados na Figura 5.9.

As regiões são apresentadas considerando uma simbologia criada para este trabalho. Em primeiro lugar é mostrado o termo *SPI*, seguido do número da escala (6, 8 ou 12 meses), seguido do período para o qual foi calculado (Seco – S, Chuvoso – C ou Ano Hidrológico – AH), e por fim a região para a qual foi calculado (de 1 a 10). A posição de cada região pode ser observada na Figura 5.9.

A medida de discordância não é apresentada na tabela, uma vez que ela é calculada para cada posto. Resta afirmar que, em nenhuma das configurações obtidas, a medida de discordância foi superior ao limiar apresentado na Tabela 3.3. Importante destacar ainda que as medidas de aderência para cada uma das regiões apresentadas na Tabela 5.1 indicaram bons ajustes às distribuições de probabilidade apresentadas.

As distribuições de probabilidades utilizadas apresentadas na Tabela 5.1 foram as que apresentaram melhor aderência aos dados regionais. Vale ressaltar apenas que as distribuições Generalizada de Valores Extremos e Pearson Tipo III são distribuições usualmente utilizadas para a modelagem de valores extremos, ou seja, para valores de chuvas de pequena frequência. No presente estudo, porém, elas foram utilizadas para modelar estatisticamente as amostras de chuva como um todo, de valores mínimos, médios a máximos.

Tabela 5.1– Resumo das regiões homogêneas definidas.

Região	Distribuição de Probabilidade	Parâmetro			Medida de Heterogeneidade	Número de postos
		Posição	Escala	Forma		
6 meses - abril a setembro						
SPI - 6S -1	Pearson Tipo III	1,00	0,695	-0,439	-0,26	16
SPI - 6S -2	Pearson Tipo III	1,00	0,478	-0,286	-0,56	8
SPI - 6S -3	Pearson Tipo III	1,00	0,586	0,890	0,03	15
SPI - 6S -4	Gen. Val. Extremos	0,826	0,406	0,171	0,61	13
SPI - 6S -5	Gen. Val. Extremos	0,812	0,451	0,188	0,44	9
SPI - 6S -6	Gen. Val. Extremos	0,804	0,435	0,144	0,72	13
SPI - 6S -7	Gen. Logística	0,954	0,244	-0,144	0,78	9
SPI - 6S -8	Pearson Tipo III	1,00	0,470	0,487	-0,54	40
6 meses - outubro a março						
SPI - 6C -1	Gen. Val. Extremos	0,900	0,220	0,140	-0,89	16
SPI - 6C -2	Gen. Val. Extremos	0,918	0,200	0,196	0,33	8
SPI - 6C -3	Pearson Tipo III	1,00	0,218	0,254	-0,93	15
SPI - 6C -4	Gen. Logística	0,992	0,107	-0,044	-1,56	13
SPI - 6C -5	Gen. Normal	0,967	0,200	-0,326	-1,17	9
SPI - 6C -6	Gen. Logística	0,984	0,112	-0,084	-2,48	12
SPI - 6C -7	Gen. Logística	0,987	0,113	-0,068	0,40	9
SPI - 6C -8	Gen. Normal	0,980	0,197	-0,198	0,30	15
SPI - 6C -9	Gen. Logística	0,984	0,101	-0,095	-1,07	16
SPI - 6C -10	Gen. Val. Extremos	0,925	0,165	0,140	-1,20	9
8 meses - setembro a abril						
SPI - 8C -1	Gen. Val. Extremos	0,904	0,215	0,150	-1,10	16
SPI - 8C -2	Gen. Val. Extremos	0,918	0,197	0,192	0,20	8
SPI - 8C -3	Pearson Tipo III	1,00	0,208	0,178	-0,59	15
SPI - 8C -4	Gen. Normal	0,994	0,185	-0,060	-1,38	13
SPI - 8C -5	Pearson Tipo III	1,00	0,207	0,839	-1,04	9
SPI - 8C -6	Gen. Normal	0,989	0,192	-0,118	-1,45	12
SPI - 8C -7	Gen. Normal	0,985	0,184	-0,160	-0,47	9
SPI - 8C -8	Gen. Normal	0,983	0,190	-0,175	0,75	16
SPI - 8C -9	Gen. Normal	0,981	0,174	-0,215	-0,42	16
SPI - 8C -10	Gen. Val. Extremos	0,929	0,157	0,139	-1,91	9
12 meses - outubro a setembro						
SPI - 12AH -1	Pearson Tipo III	1,00	0,228	0,594	-1,18	16
SPI - 12AH -2	Gen. Val. Extremos	0,920	0,187	0,171	0,22	8
SPI - 12AH -3	Pearson Tipo III	1,00	0,204	0,275	-0,62	15
SPI - 12AH -4	Gen. Normal	0,990	0,175	-0,119	-0,84	13
SPI - 12AH -5	Gen. Normal	0,966	0,184	-0,358	-0,95	9
SPI - 12AH -6	Gen. Normal	0,981	0,179	-0,206	-1,56	12
SPI - 12AH -7	Gen. Logística	0,985	0,103	-0,085	-0,60	9
SPI - 12AH -8.1	Gen. Logística	0,983	0,107	-0,097	-0,83	10
SPI - 12AH -8.2	Gen. Normal	0,986	0,159	-0,180	-1,39	6
SPI - 12AH -9	Gen. Logística	0,979	0,093	-0,135	-0,97	16
SPI - 12AH -10	Gen. Normal	0,980	0,163	-0,244	-2,05	9

Não se acredita haver prejuízos procedendo desse modo, uma vez que, as maiores diferenças na estimativa de probabilidades de não superação estariam associadas a valores de quantis das

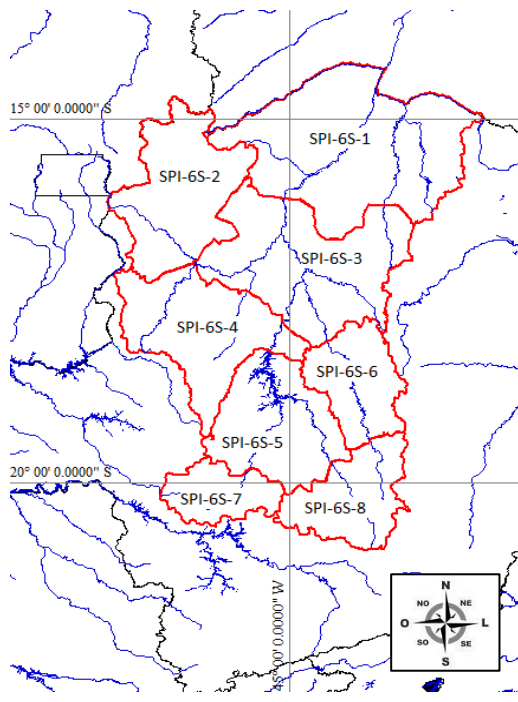
caudas das distribuições. Não seriam, portanto, observadas distorções quanto aos quantis médios. Além disso, as distribuições, apesar de serem especialmente adaptadas a estimativas de valores extremos, elas apresentaram bom ajuste ao longo de todo o espectro de chuvas.

Em termos gerais, todas as regiões mantiveram-se iguais quando obtidas em diferentes escalas e períodos, como foi possível perceber pela Figura 5.9. A exceção é a região mais a sudeste da bacia do São Francisco, onde estão localizadas as nascentes do rio Pará e Paraopeba, onde também está inserida uma parcela da Região Metropolitana de Belo Horizonte. Essa região foi considerada inteiramente homogênea quando testada para os 6 meses secos, de setembro a outubro. Porém, para o período chuvoso, ela teve de ser subdividida e novamente para o ano hidrológico, de modo que fosse possível ajustar distribuições regionais de frequência a todos os postos inseridos nesta região.

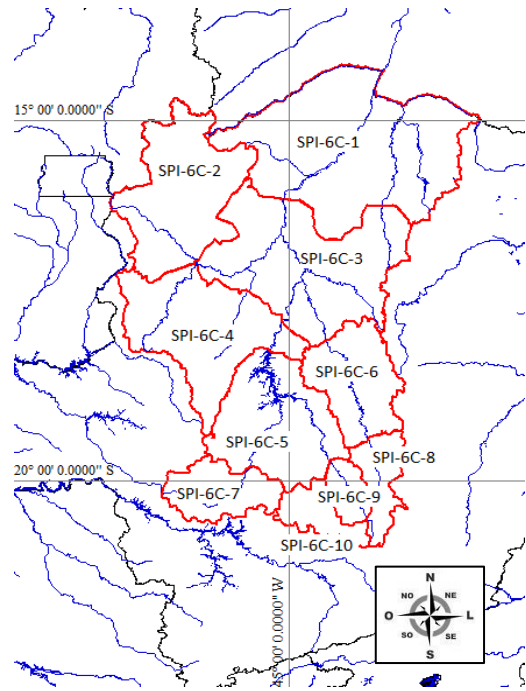
Observa-se também que as regiões mais ao sul (7 a 10) são significativamente menores que as demais, enquanto as regiões mais ao norte são significativamente maiores (em especial as regiões de 1 a 4). Acredita-se que o motivo dessa diferença de tamanho esteja associado, de algum modo, aos totais pluviométricos observados nessas regiões. Possivelmente o número de estações e a orografia mais ou menos acentuada possa influenciar essa diferença.

As regiões mais ao sul tiveram de ser progressivamente subdivididas até que as configurações definitivas atendessem aos critérios de homogeneidade, discordância e uma distribuição de probabilidades regional fosse ajustada. Esse fato pode corroborar com a ideia de que, em geral, a seca é um fenômeno abrangente geograficamente. As escalas geográficas das secas onde as chuvas são escassas são significativamente maiores do que nos locais onde as chuvas são mais abundantes. Dito de outra forma, a escassez de chuvas aproxima os postos, enquanto a abundância os diferencia.

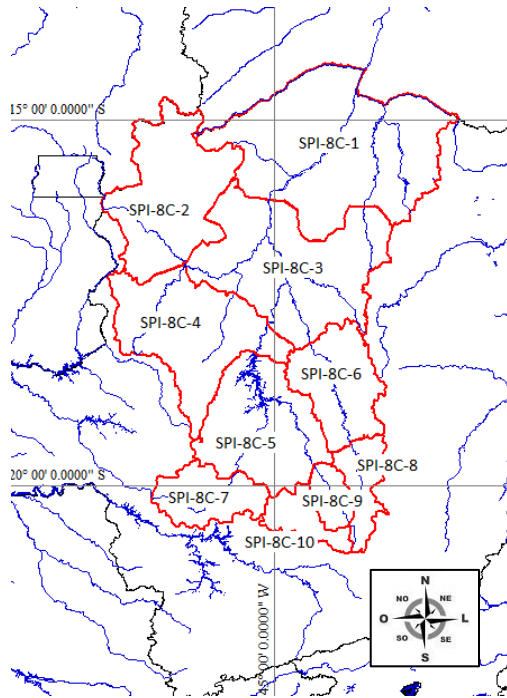
Nas etapas seguintes do presente trabalho, essas regiões serão consideradas em todas as análises. Além de serem utilizadas para o cálculo de *SPIs*-fixos em todas as regiões, nelas as chuvas médias serão calculadas e postos serão escolhidos para representarem o comportamento de cada uma delas.



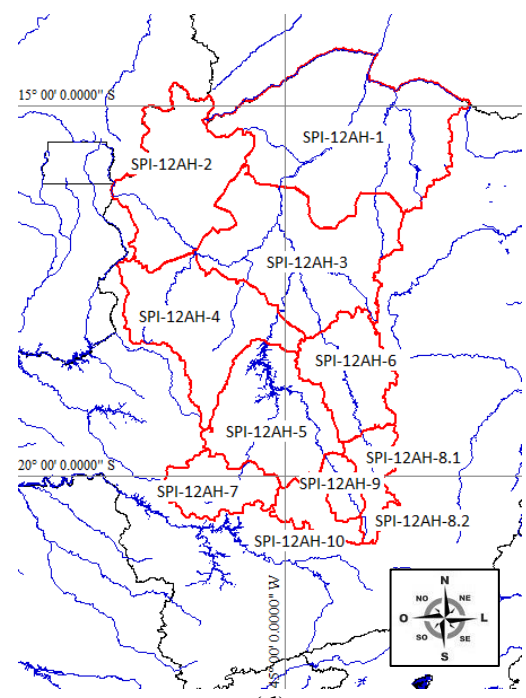
(a)



(b)



(c)



(d)

Figura 5.9: Configurações de Regiões Homogêneas para (a) 6 meses de abril a setembro, (b) 6 meses de outubro a março, (c) 8 meses de setembro a abril e (d) 12 meses para o ano hidrológico de outubro a setembro.

5.2.2 Séries de *SPIs* – Análise Regional

Em cada região homogênea definida com base nos parâmetros da Tabela 5.1, foram calculadas as séries de *SPIs*-fixos. Para exemplificar os resultados dessa etapa, novamente será utilizado o posto pluviométrico São Francisco. Em todas as escalas e períodos avaliados na análise regional, esse posto encontrou-se na região mais ao norte, na fronteira com o estado da Bahia (observar na Tabela 5.1 as regiões *SPI*-6S-1, *SPI*-6C-1, *SPI*-8C-1 e *SPI*-12AH-1). As séries de *SPIs* desse posto são apresentadas na Figura 5.10.

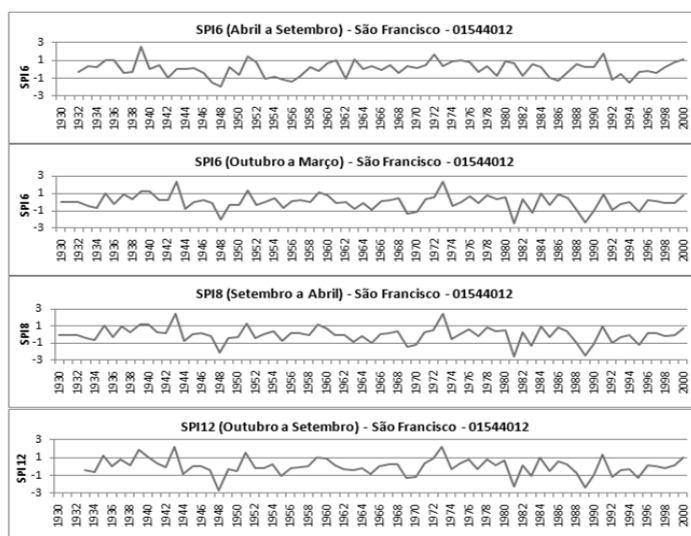


Figura 5.10: Séries históricas de *SPIs* para 6, 8 e 12 meses com período fixo.

Secas significativas foram observadas no posto pluviométrico São Francisco nos anos hidrológicos de 1948, 1981 e 1989. Todas essas mesmas secas foram detectadas pelos índices *SPI*-12 (out-set), *SPI*-8 (set-abr) e *SPI*-6 (out-mar), porém não no *SPI*-6 (abr-set). Isso era esperado uma vez que, de fato, o período significativo de precipitação é o período de 6 meses, de outubro a março. Interessante observar que não foi identificada nenhuma correlação entre as precipitações do período seco e período chuvoso. Eventualmente, o comportamento do período seco poderia antecipar o comportamento do período chuvoso, de modo a contribuir com previsões do comportamento das chuvas, quando ela é mais significativa. Isso não foi possível de ser observado em nenhum dos postos estudados.

Reparar ainda que todos os resultados obtidos de *SPI*-12 (out-set), *SPI*-8 (set-abr) e *SPI*-6 (out-mar) são bastante semelhantes no posto pluviométrico São Francisco. De fato, pelos gráficos da Figura 5.10 é difícil notar qualquer diferença entre eles. Isso ressalta que, de fato, as precipitações ao longo do período seco são de fato bastante insignificantes e secas nesse período pouco afetam totais pluviométricos anuais. Por outro lado, em anos em que resultados

das chuvas no período seco foram elevados não compensam *déficits* de chuva do período chuvoso, como por exemplo, o ano de 1939. Essa observação é válida para todos os locais onde as séries foram obtidas.

Resultados da comparação do *SPI-6* (out-mar) e *SPI-8* (set-abr) revelam ainda que as chuvas de setembro e abril tem pouco impacto nos valores de chuva durante o período chuvoso. Tal fato aponta para a direção de que, ainda que o período chuvoso se antecipe ou tenha seu final já no mês de abril, o volume precipitado permanece razoavelmente o mesmo.

O trabalho de Pinto (2005) indica que períodos de *El-Niño* ou *La-Niña* têm pouco impacto sobre totais precipitados no período chuvoso, porém podem antecipar ou retardar o início das chuvas, na região do alto rio São Francisco. A análise feita no presente estudo até este ponto aponta na mesma direção. Primeiro de que eventuais atrasos ou antecipações do período chuvoso não impactam os totais precipitados, que são predominantes nos meses de dezembro a fevereiro.

Com relação aos valores médios regionais de precipitação obtidos, as secas foram ordenadas nos períodos chuvosos conforme valores de *SPIs* mais críticos, com o objetivo de se aprofundar a análise dos resultados nas etapas seguintes desse trabalho. Dessa análise, resultou a Tabela 5.2, a qual classifica as piores secas nas regiões homogêneas. Essa tabela considera o *SPI-8-C* em cada região. Dentre os anos hidrológicos observados, aqueles em que o período seco foi mais severo foram os anos de 1970/1971 a 1975/1976 (período crítico para operação de reservatórios na bacia do rio São Francisco) e o ano de 2000/2001 (ano em que se presenciou a crise do “apagão” no país). Além desses, os períodos de 1986/1987 e 1953 a 1955 também foram bastante severos na região como um todo. Na tabela, a seca número 1 seria a seca mais extrema até, progressivamente, a seca 6.

5.2.3 Séries de *SPIs* – Análise Local

Além das séries resultantes da análise regional, nas regiões homogêneas mostradas na Tabela 5.1, foi utilizado pelo menos um posto pluviométrico para a realização da análise local, conforme a formulação original do *SPI*. Esses postos são mostrados na Tabela 5.3. Podem ser resgatados os critérios de escolha desses postos, descritos no item 4.2.2.2, os quais auxiliaram a seleção de postos com histórico mais longo possível dentro de cada região, a presença de falhas e o grau de semelhança do posto com o comportamento médio regional.

Tabela 5.2: Piores secas observadas no período chuvoso para as regiões homogêneas.

Região	Seca 1	Seca 2	Seca 3	Seca 4	Seca 5	Seca 6
R1 - Norte	1975/1976	1986/1987	1949/1950	1970/1971	1952/1953	1994/1995
R2 - Noroeste	2000/2001	1975/1976	1963/1964	1974/1975	1994/1995	1988/1999
R3 - Centro-oeste	1970/1971	2000/2001	1975/1976	1988/1989	1954/1955	1986/1987
R4 - Leste	1970/1971	1986/1987	1975/1976	2000/2001	1995/1996	1994/1995
R5 - Médio Velhas	1954/1955	1963/1964	1975/1976	1989/1990	2000/2001	1994/1995
R6 - Três Marias	1970/1971	1953/1954	2000/2001	1958/1959	1986/1987	1968/1969
R7 – N. do São Francisco	1970/1971	1954/1955	2000/2001	1952/1953	1953/1954	1974/1975
R8 - Sudeste 1-1	1975/1976	1970/1971	1958/1959	2000/2001	1986/1987	1988/1989
R9 - Sudeste 2	1970/1971	1974/1975	1958/1959	2005/2006	2000/2001	1954/1955
R10 - Sudeste 3	1970/1971	1961/1962	1953/1954	2000/2001	1974/1975	1975/1976

Tabela 5.3—Postos representativos em cada região homogênea.

6 meses - abril a setembro	Posto	6 meses - outubro a março	Posto	8 meses - setembro a abril	Posto	12 meses - outubro a setembro	Posto
SPI-6S-1	Manga e São Francisco	SPI-6C-1	Manga e São Francisco	SPI-8C-1	Manga e São Francisco	SPI-12AH-1	Manga e São Francisco
SPI-6S-2	Arinos e Unaí	SPI-6C-2	Arinos e Unaí	SPI-8C-2	Arinos e Unaí	SPI-12AH-2	Arinos e Unaí
SPI-6S-3	São Romão e V. da Palma	SPI-6C-3	São Romão e V. da Palma	SPI-8C-3	São Romão e V. da Palma	SPI-12AH-3	São Romão e V. da Palma
SPI-6S-4	Leal de Patos	SPI-6C-4	Leal de Patos	SPI-8C-4	Leal de Patos	SPI-12AH-4	Leal de Patos
SPI-6S-5	Jaguaruna-Jusante (Onça)	SPI-6C-5	Jaguaruna-Jusante (Onça)	SPI-8C-5	Jaguaruna-Jusante (Onça)	SPI-12AH-5	Jusante (Onça)
SPI-6S-6	Santo Hipólito	SPI-6C-6	Santo Hipólito	SPI-8C-6	Santo Hipólito	SPI-12AH-6	Santo Hipólito
SPI-6S-7	Bambuí	SPI-6C-7	Bambuí	SPI-8C-7	Bambuí	SPI-12AH-7	Bambuí
SPI-6S-8	Paraopeba/Lagoa Grande/Lamounier	SPI-6C-8	Lagoa Grande	SPI-8C-8	Lagoa Grande	SPI-12AH-8.1	Lagoa Grande
-	-	SPI-6C-9	P.N. do Paraopeba	SPI-8C-9	P.N. do Paraopeba	SPI-12AH-8.2	-
-	-	SPI-6C-10	Lamounier	SPI-8C-10	Lamounier	SPI-12AH-9	P.N. do Paraopeba
-	-	-	-	-	-	SPI-12AH-10	Lamounier

As análises locais de frequência resultaram, portanto, em séries móveis de *SPIs*. A Figura 5.11 mostra o resultado dos *SPIs* obtidos em diferentes escalas no posto São Francisco, enquanto a Figura 5.12, os histogramas desses resultados.

Observe-se por esses gráficos o comportamento do *SPI* em diferentes escalas em que a frequência de oscilação do *SPI* em escalas menores é mais intensa, ao contrário de escalas maiores, em que a oscilação é mais lenta, o que era esperado. Observa-se ainda, pela comparação dos gráficos da Figura 5.12, onde são apresentados histogramas de *SPIs* em diferentes escalas, com o histograma da série original de totais pluviométricos, apresentado na Figura 5.3 que a assimetria positiva presente na amostra original é removida após a aplicação do *SPI* (observar na legenda da figura os coeficientes de assimetria das amostras de *SPIs*). Tal

fato aproxima a amostra de uma condição de normalidade (ou ao menos simetria) o que é de grande utilidade na análise das séries obtidas.

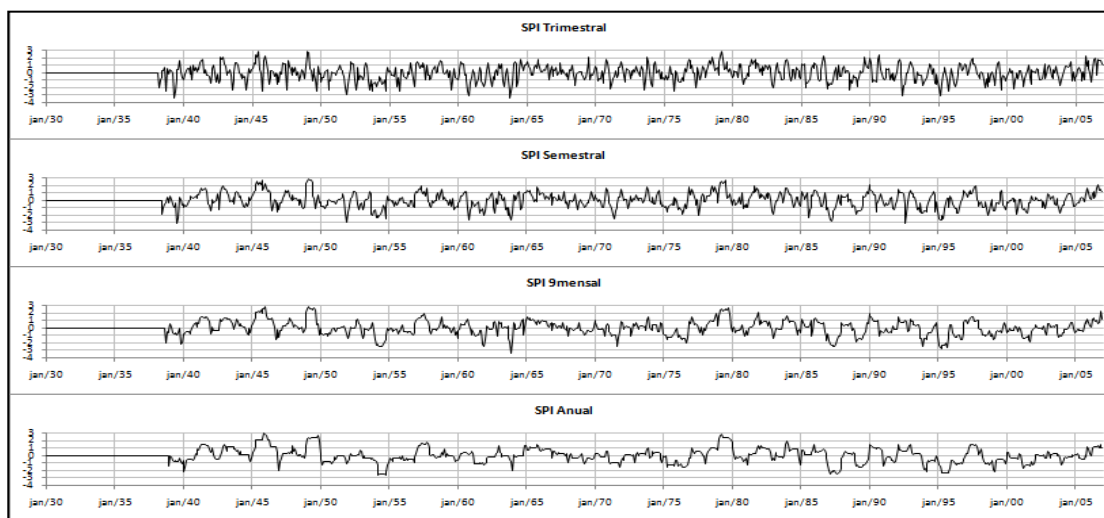


Figura 5.11: *SPIs* móveis no posto São Francisco.

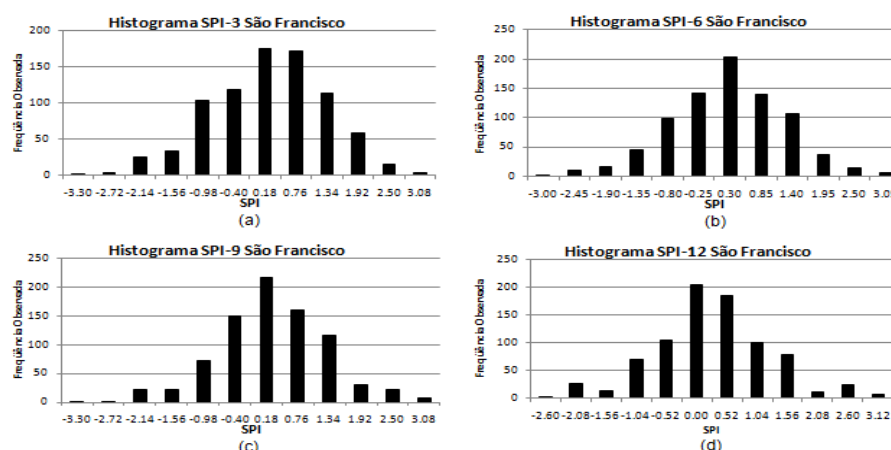


Figura 5.12: Histogramas de *SPIs* no posto São Francisco – detalhe aos coeficientes de assimetria de (a): -0,20; (b): -0,11; (c): -0,02; (d): +0,11.

Uma visualização do efeito do cálculo dos *SPIs* sobre as amostras pode ser feita a partir de diagramas de caixas. A Figura 5.5 quando comparada com a Figura 5.13 evidencia o efeito mencionado, ou seja, da normalização das séries históricas (ou ao menos a simetrização das amostras) em todos os postos na mesma figura.

Assim como foi feito para as séries resultantes da análise regional de frequências, foram classificadas as piores secas observadas nos postos chamados representativos e em cada região homogênea definida, considerando-se os valores médios das chuvas. Essas secas aqui apresentadas são aquelas referentes à escala de 9 meses, ou seja, obtidas com base no *SPI-9* móvel, pelos motivos apresentados no item 4.2.3. Essas informações são apresentadas na

Tabela 5.4. Esta tabela em primeiro lugar apresenta as 8 piores secas para cada posto representativos e em seguida para cada região. Na tabela, a seca número 1 seria a seca mais extrema, a 2 a segunda seca mais severa e assim sucessivamente.

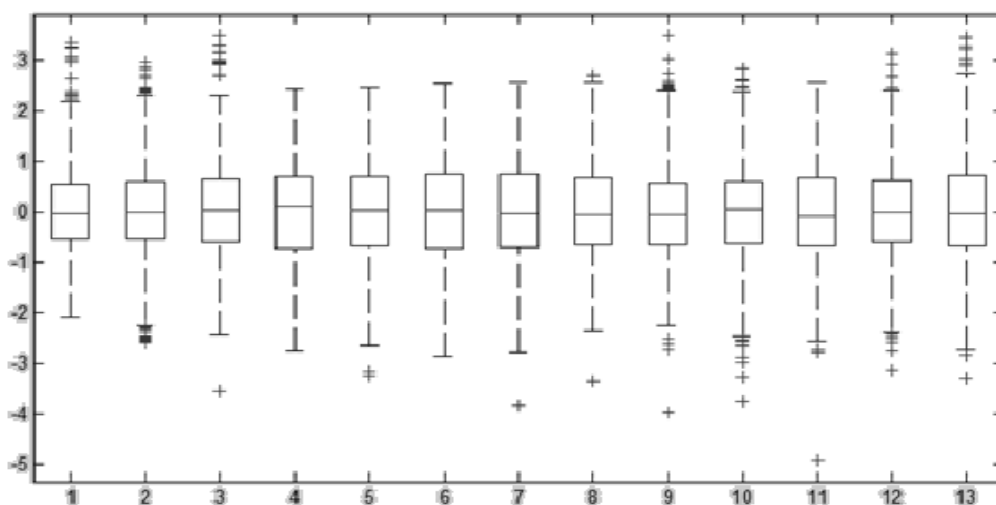


Figura 5.13: Diagrama de caixas dos dados de SPI nos postos representativos.

Legenda postos pluviométricos: 1 – Manga; 2 – São Francisco; 3 – Arinos; 4 – Unai; 5 – São Romão; 6 – Várzea da Palma; 7 – Leal de Patos; 8 – Santo Hipólito; 9 – Jaguaruna Jusante (Onça); 10 – Bambuí; 11 – Ponte Nova do Paraopeba; 12 – Lagoa Grande; 13 – Lamounier.

Tabela 5.4– Piores secas observadas nos postos representativos e nas regiões homogêneas.

Local	Seca 1	Seca 2	Seca 3	Seca 4	Seca 5	Seca 6	Seca 7	Seca 8
Manga	ago-71	nov-63	ago-76	dez-61	mar-50	nov-80	jul-59	set-90
São Francisco	nov-63	mar-95	ago-71	nov-61	mai-54	nov-93	mai-87	out-39
Arinos	out-63	nov-93	set-01	jul-71	dez-90	ago-76	ago-96	jun-98
São Romão	nov-63	ago-71	dez-82	fev-87	nov-61	jan-54	dez-61	ago-89
Unai	nov-61	nov-63	abr-76	jul-71	out-90	mar-75	ago-01	fev-87
Várzea da Palma	nov-63	ago-76	jun-01	nov-93	ago-71	dez-82	nov-04	mar-55
Santo Hipólito	nov-63	nov-61	mar-55	nov-51	nov-93	dez-82	jul-71	jul-89
Leal de Patos	nov-63	nov-02	ago-76	out-77	set-90	jun-59	nov-61	jun-01
Ponte Nova do Paraopeba	nov-63	jul-71	jul-59	out-77	dez-51	ago-76	out-03	mar-75
Jaguaruna-Jusante (Onça)	dez-63	ago-71	ago-54	mar-55	dez-51	jul-59	mai-81	set-74
Lagoa Grande	set-63	dez-51	mai-71	jul-59	dez-61	nov-49	out-03	jul-84
Bambuí	nov-63	fev-55	dez-51	mai-71	jan-53	fev-01	nov-49	jan-45
Lamounier	ago-71	dez-63	dez-51	out-59	mar-95	out-77	jan-54	out-03
R1 - Norte	ago-71	nov-93	ago-76	nov-61	dez-82	fev-87	jan-95	nov-63
R2 - Noroeste	nov-63	nov-61	mar-75	jul-71	jun-01	jan-76	nov-93	dez-90
R3 - Centro-oeste	nov-63	ago-71	dez-82	ago-76	nov-61	out-55	nov-93	ago-01
R4 - Leste	nov-63	jul-71	out-77	nov-61	ago-76	mar-87	mar-75	set-01
R5 - Médio Velhas	nov-63	nov-51	mar-55	nov-61	ago-71	ago-76	dez-82	jan-95
R6 - Três Marias	out-63	ago-71	mar-55	jul-59	jan-53	dez-51	ago-01	dez-61
R7 – N. do São Francisco	nov-63	fev-55	mai-71	dez-51	fev-01	out-59	jan-45	jan-53
R8 - Sudeste 1-1	nov-63	dez-51	ago-71	ago-76	jul-59	dez-61	out-03	set-54
R8 - Sudeste 1-2	set-63	dez-51	ago-71	jul-59	jul-84	out-03	ago-76	jan-89
R9 - Sudeste 2	dez-63	ago-71	dez-51	jul-59	out-03	mar-75	jan-52	jan-89
R10 - Sudeste 3	set-63	ago-71	dez-61	dez-51	jan-52	out-77	out-03	nov-44

5.2.4 Comparação das análises local e regional para obtenção de séries de SPIs

Resgatem-se aqui as críticas tecidas por Mishra e Singh (2010) para o cálculo das séries de SPIs: a primeira, quanto ao comprimento das séries de dados de precipitação; e a segunda, relativa às funções distribuição de probabilidades utilizadas no cálculo das probabilidades de não superação de precipitações acumuladas. No intuito de superar essas críticas, sugere-se o uso da análise regional com momentos-L, a qual, além de possibilitar estimativas de parâmetros mais robustas que a análise local, utilizando para isso dados disponíveis em uma região considerada homogênea, considera o uso de diversas distribuições de probabilidades de três parâmetros (observar resultados da análise regional, mostrados na Tabela 5.1).

Entende-se, portanto que as estimativas realizadas por meio da análise regional são bastante robustas e podem ser utilizadas como referência na verificação dos cálculos obtidos por meio da análise local, conforme formulação original do SPI. Para essa comparação, foram primeiramente obtidos os valores de correlação entre as séries de SPI-fixo obtidas a partir das mencionadas metodologias, conforme Tabela 5.5.

A Tabela 5.5 mostra que, em princípio, as séries históricas de SPI, obtidas por meio da análise regional e local apresentam diferenças insignificantes. Isso indica que as séries obtidas por meio da análise regional são bastante semelhantes àquelas obtidas por meio da análise local. Esses resultados, porém, eventualmente podem esconder diferenças ocorridas para valores extremos de probabilidades.

Tabela 5.5 – Coeficientes de correlação entre séries de SPI obtidas pela análise local e regional (fixos e móveis).

Estação	Nome	Coeficiente de Correlação		
		SPI-6S	SPI-6C	SPI-12AH
01443001	Manga	0.9964	0.9989	0.9994
01544012	São Francisco	0.9996	1.0000	0.9991
01546000	Arinos	0.9996	0.9943	0.9984
01645000	São Romão	0.9941	0.9993	0.9997
01646001	Unai	0.9990	0.9999	1.0000
01744009	Várzea da Palma	0.9959	0.9988	0.9993
01844001	Santo Hipólito	0.9578	0.9895	0.9747
01846017	Leal de Patos	0.9705	0.9991	1.0000
01944004	Ponte Nova do Paraopeba	0.9782	0.9978	0.9959
01944011	Jaguaruna-Jusante (Onça)	0.9746	0.9977	0.9978
02043002	Lagoa Grande	0.9916	0.9992	0.9989
02045001	Bambuí	0.9837	0.9974	0.9979
01045005	Lamounier	0.9775	0.9993	0.9932

Observe-se o exemplo do posto São Francisco. Na Figura 5.14 é apresentada uma comparação entre os resultados obtidos para o *SPI-6S* (*SPI*, 6 meses, período seco – abril a setembro), *SPI-6C* (*SPI* 6 meses, período chuvoso – outubro a março), e *SPI-12AH* (*SPI* no Ano Hidrológico – outubro a setembro) para análise regional, no eixo das abscissas, e para a análise local, no eixo das ordenadas. É possível perceber um desvio entre os resultados para valores de *SPI* inferiores a -1,0 (secas moderadas a extremas). A partir daí, aparentemente as secas observadas com a análise regional são menos severas do que aquelas observadas a partir da análise local.

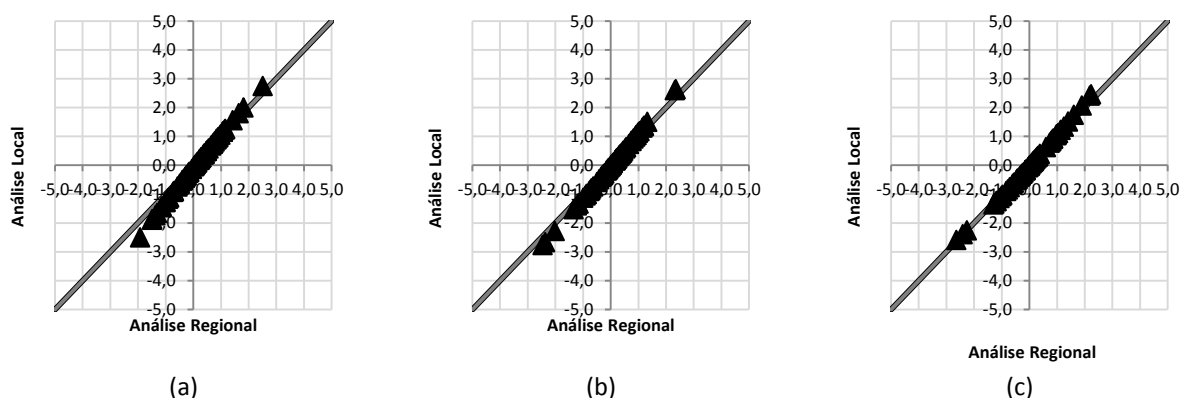


Figura 5.14: Correlação entre resultado das análises regional e local no posto pluviométrico São Francisco para (a) *SPI-6S*, (b) *SPI-6C* e (c) *SPI-12AH*.

No posto pluviométrico Santo Hipólito, o mesmo comportamento é observado no período chuvoso e ano hidrológico, na cauda inferior das séries, quando onde estão caracterizadas as secas (Figura 5.15). No período de estiagem, porém, ocorreu o contrário, e a análise regional acabou por indicar secas mais severas do que aquelas observadas por meio da análise local. Em diversos outros postos essas discrepâncias entre a análise local e regional foi observada, embora o posto Santo Hipólito foi apresentado por ter sido aquele cujas distorções foram mais significativas.

A partir desses resultados, é possível avaliar em primeiro lugar, que são significativas as diferenças de resultados obtidos por intermédio das análises locais e regionais, em especial em valores extremos de secas. Essas diferenças podem ser atribuídas a melhorias no método de ajuste de distribuições de probabilidades, o qual considera outras possibilidades, que não apenas a função Gama, na descrição das frequências de ocorrência de secas.

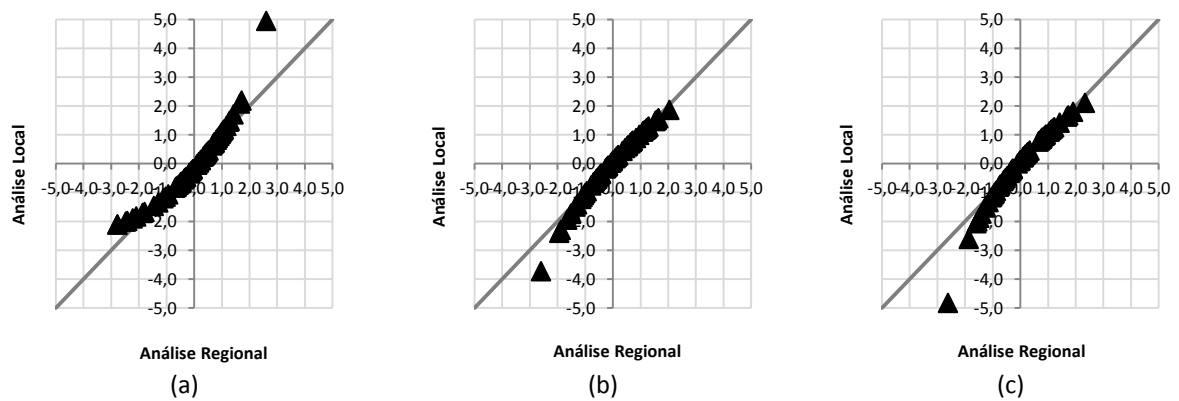


Figura 5.15: Correlação entre resultado das análises regional e local no posto pluviométrico Santo Hipólito para (a) *SPI-6S*, (b) *SPI-6C* e (c) *SPI-12AH*.

Contudo, o volume de cálculos necessários à definição de séries temporais a partir da análise regional é significativamente superior ao necessário à análise local. Sendo assim, optou-se nas próximas etapas pelo uso dos resultados da análise local. A análise local permitirá a detecção de ciclos e de observação de picos de secas, apesar de, eventualmente, esses picos estarem sendo atenuados. Porém, a avaliação do comportamento cíclico não será afetada. Como sugestão, propõe-se o desenvolvimento de rotinas computacionais para a realização da análise regional de modo mais automatizado e cálculo das séries de *SPIs*.

5.3 Etapa 3 – Análise de séries temporais de *SPIs*

Resgate-se nesse ponto que as análises de séries temporais foram aplicadas às séries de *SPIs* obtidas a partir tanto da análise local, quanto da análise regional. Essas análises foram realizadas sobre as séries de *SPIs* geradas nos postos denominados representativos, bem como nas séries de *SPIs* relativas às chuvas médias em cada uma das regiões.

Em princípio, com a finalidade de tornar mais objetiva a análise de dados, serão apresentados os resultados obtidos para o *SPI-9*, móvel, uma vez que essa escala de tempo possibilita boa visualização de ciclos dentro das séries históricas. Poderiam ter sido utilizadas outras escalas, por exemplo, anual. Porém, a escala de 9 meses permite a cobertura dos períodos chuvoso e seco e já permitiu a produção de bons espectros de ondaletas. Essa escala está associada ainda a secas hidrológicas, a qual pode ter seus efeitos sentidos significativamente sobre valores médios mensais de vazões nos rios da área de estudo.

5.3.1 Análise Preliminar

Apresenta-se primeiramente o resultado da análise realizada para o posto São Francisco. A série de *SPI-9* móvel desse posto é apresentada na Figura 5.16, a qual é acompanhada de um gráfico de coluna (Figura 5.17), o qual identifica anos de secas moderadas, severas e extremas.

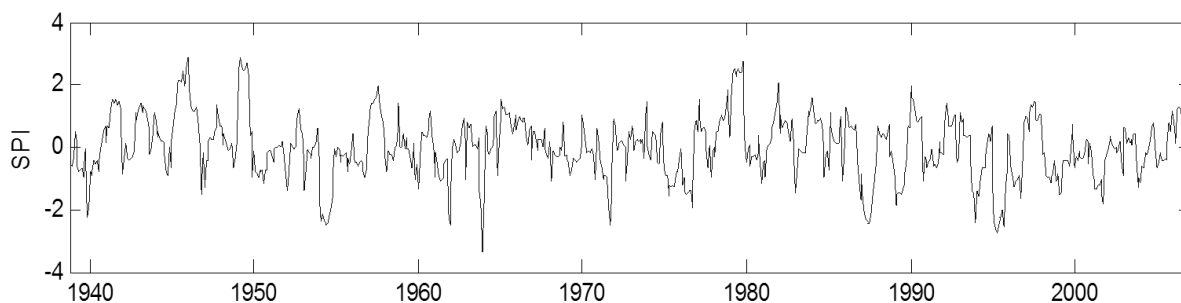


Figura 5.16: Série de *SPI-9* móvel no posto pluviométrico São Francisco.

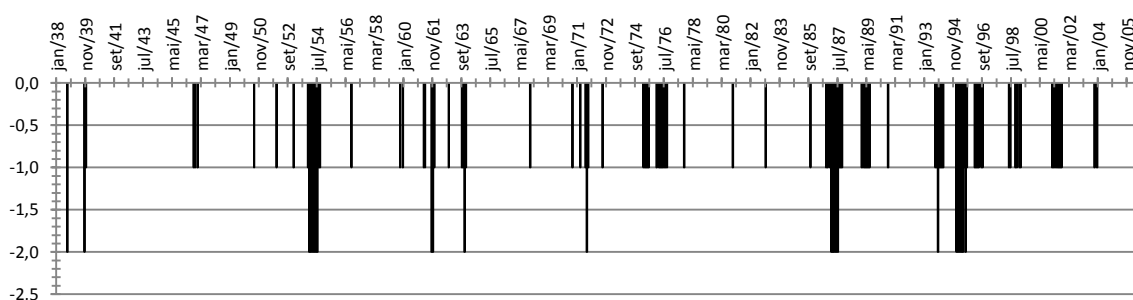


Figura 5.17: Gráfico de colunas para classes de secas moderadas a extremas no posto pluviométrico São Francisco.

Esses gráficos mostram que o *SPI-9* móvel identificou secas moderadas, extremas nos anos de 1939, 1954, 1961, 1963, 1971, 1987, 1993 e 1995, além de secas severas em 1946, 1975, 1976, 1986, 1989, 1996, 1999 e 2001. Além desses episódios, outros episódios de secas leves prolongados também ocorreram. Empiricamente, foram observadas, portanto, oito secas extremas e oito secas severas desde 1938 a 2006, ou seja, um episódio de seca severa ou extrema a cada 4,3 anos, aproximadamente.

Além desses resultados, é apresentada ainda a série com os resultados obtidos por meio da análise regional de frequências com momentos-L para os *SPIs* fixos no posto São Francisco na escala de oito meses (setembro a abril) na Figura 5.18. Por meio dessa figura, podem ser observadas três secas extremas (1953/1954, 1986/1987 e 1994/1995) e nenhuma seca severa, apesar de cinco episódios de seca moderada (1974/1975 e 1975/1976, 1988/1989, 1995/1996 e 2000/2001). Essas ocorrências implicam em uma frequência empírica de uma seca extrema

a cada 22,7 anos e uma seca moderada a cada 13,6 anos no posto pluviométrico São Francisco. Reparar que essas secas são relativas apenas ao período chuvoso, por isso sua frequência é menor do que aquela do *SPI* móvel. Naquela ocasião, as secas ocorreram em outros períodos que não somente o chuvoso.

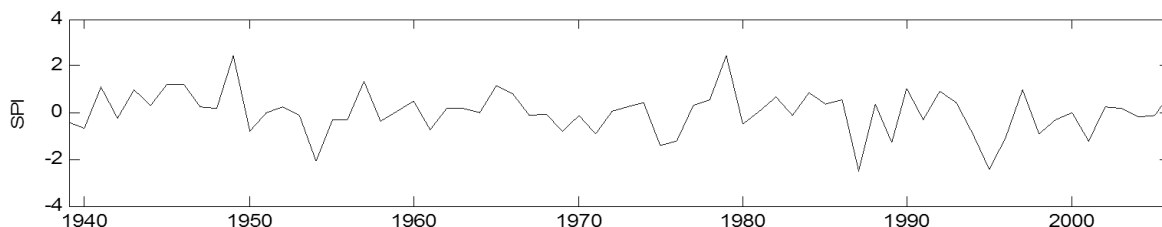


Figura 5.18: *SPIs* fixos no posto São Francisco na escala de oito meses (setembro a abril).

Além desses resultados no posto São Francisco, apresenta-se ainda os resultados de *SPI-9*, móvel, relativo às chuvas médias na região 1-Norte. Nessa situação, apresentada na Figura 5.19, foram observadas secas extremas em 1950, 1961, 1963, 1971, 1976, 1982, 1987, 1993, 1995 e 2003 (10 episódios em 68 anos, ou um episódio a cada 6,8 anos). Enquanto isso, secas severas foram observadas em 1939, 1946, 1952, 1953, 1980, 1989, 1990, 1995, 1996 e 2001 (da mesma forma um episódio a cada 6,8 anos). Quase todos esses períodos secos observados regionalmente, também foram identificados no posto São Francisco. Considerando a possibilidade de secas severas ou extremas, elas ocorrem, observando os dados empíricos, uma vez a cada 3,4 anos.

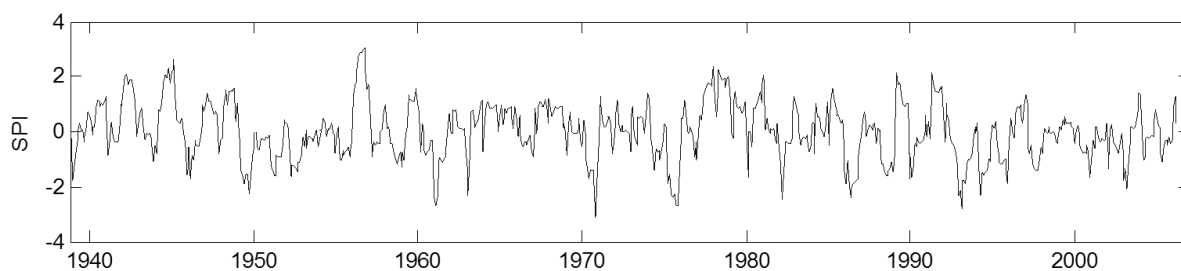


Figura 5.19: Série de *SPI-9* móvel na região R1-Norte.

Para os demais postos nas demais regiões, análises semelhantes foram feitas e o quadro de frequências apresentados na Tabela 5.6 resume os resultados, tanto nos postos representativos, quanto nas séries de *SPIs* relativas aos valores médios de chuvas em cada uma das regiões. Observar que na média, os postos pluviométricos têm uma frequência de ocorrência de secas da ordem de 4,3 anos a cada evento, valor muito semelhante àquele das regiões homogêneas (4,4 anos/seca). Os postos localizados mais ao norte apresentam ciclos um pouco inferiores que aqueles localizados mais ao sul (3,9 anos/seca ao norte e 4,7 anos/seca ao sul), a exemplo

do observado nas regiões homogêneas (4,0 anos/seca ao norte e 4,7 anos/seca ao sul). Essa variação entre os locais ainda é bastante suave e não é uma evidência de que, de fato, as regiões onde chove menos apresentam secas mais frequentes.

Tabela 5.6–Frequências empíricas de secas nos postos representativos e nas chuvas médias.

Posto	Anos	Secas	Anos / Secas	Região	Anos	Secas	Anos / Secas
Manga	68	15	4,5	R1 - Norte	68	20	3,4
São Francisco	68	16	4,3	R2 - Noroeste	48	11	4,3
Arinos	44	12	3,6	R3 - Centro-oeste	65	18	3,6
São Romão	54	14	3,8	R4 - Leste	48	12	4,0
Unai	48	14	3,4	R5 - Médio Velhas	65	11	5,9
Várzea da Palma	65	16	4,1	R6 - Três Marias	65	15	4,3
Santo Hipólito	65	17	3,8	R7 - Nasc, do São Francisco	65	11	5,9
Leal de Patos	48	10	4,8	R8 - Sudeste 1-1	65	16	4,1
Ponte Nova do Paraopeba	65	16	4,1	R8 - Sudeste 1-2	65	17	3,8
Jaguaruna-Jusante (Onça)	65	13	5,0	R9 - Sudeste 2	65	15	4,3
Lagoa Grande	64	17	3,8	R10 - Sudeste 3	65	16	4,1
Bambuí	65	11	5,9				
Lamounier	65	14	4,6				

5.3.2 Análise de Fourier

Outra técnica de análise de séries temporais empregada foi a análise de Fourier. Essa análise foi realizada por meio do algoritmo da Transformada Rápida de Fourier. Assim como se procedeu na análise preliminar, será apresentado como exemplo o resultado obtido no posto São Francisco. Na sequência é apresentado um resumo do resultado obtido nos demais postos.

A Transformada de Fourier, quando aplicada ao posto São Francisco resultou o periodograma apresentado na Figura 5.20. Por essa figura percebe-se que a análise de Fourier não foi capaz de identificar um ciclo predominante que preponderasse ao longo de todo o sinal. O harmônico que apresentou máxima intensidade é aquele relativo à frequência de 409 meses por ciclo de seca (34 anos), porém um ciclo de 81,9 meses (6,8 anos), outro de 48,1 meses (4,0 anos) outro de 23,4 meses (1,95 anos) e outro de 28,2 meses (2,35 anos) também foram significativos ao longo do sinal. A composição do efeito desses harmônicos pode ter resultado na frequência observada na Tabela 5.6.

Nos demais postos o resultado a mesma dificuldade em se observar ciclos de secas também foi percebida, em vista de não ter ficado claro na análise dos sinais, quais os harmônicos foram predominantes em sua decomposição. A Tabela 5.7 resume esses resultados nas regiões

estudadas, para todas as séries de *SPIs*. Esses resultados são pouco esclarecedores, uma vez que em todos os casos a análise de Fourier foi problemática quanto à detecção de ciclos. A complexa combinação de harmônicos de diferentes frequências pode ser uma explicação para a dificuldade de se enxergar ciclos preponderantes. A análise de ondaleta visa complementar esses resultados, tentando localizar esses harmônicos ao longo dos períodos históricos.

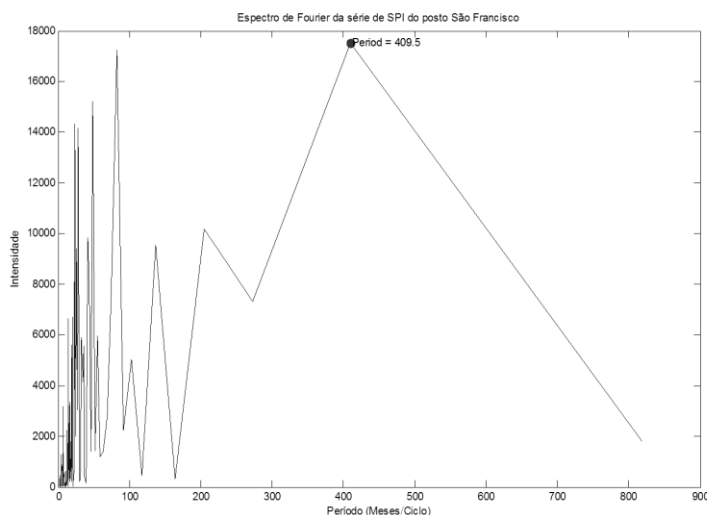


Figura 5.20: Espectro de Fourier da série de *SPI-9* do posto São Francisco.

Tabela 5.7– Resumo dos harmônicos predominantes nas séries de *SPIs* dos postos

Código	Estação	SPI MÓVEL (meses)			
		3	6	9	12
01443001	Manga	18,6	18,6	35,5	35,1
01544012	São Francisco	5,9	28,4	82,0	81,6
01546000	Arinos	9,9	23,5	34,0	72,0
01645000	São Romão	81,3	80,8	80,5	80,1
01646001	Unaí	8,3	13,0	23,7	51,3
01744009	Várzea da Palma	18,0	17,6	29,9	29,9
01844001	Santo Hipólito	16,4	18,8	52,0	51,8
01846017	Leal de Patos	16,6	16,4	46,0	45,5
01944004	Ponte N do Paraopeba	18,7	18,7	52,0	70,6
01944011	Jaguaruna-Jus. (Onça)	14,0	18,5	18,2	30,9
02043002	Lagoa Grande	14,4	24,2	70,0	70,0
02045001	Bambuí	60,4	59,9	59,5	76,7
02045005	Lamounier	43,6	15,6	97,3	97,0

No caso do *SPI* fixo, os resultados também revelaram pouco a respeito da possibilidade de ciclos médios ao longo da área de estudo. Mais uma vez, utilizando como exemplo o posto

São Francisco, a Figura 5.21 indica a predominância do harmônico relativo ao período de 6,8 anos como sendo o preponderante na série histórica.

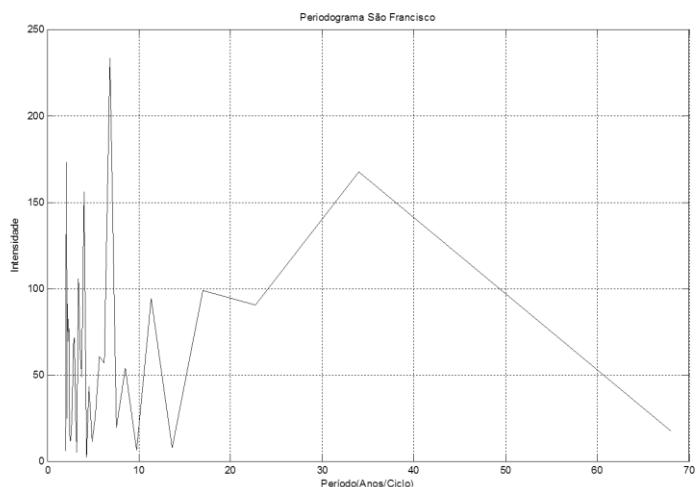


Figura 5.21: Espectro de Fourier do SPI-12-AH no posto São Francisco.

A observação dos harmônicos preponderantes em cada um dos postos, da mesma forma que a análise dos SPIs móveis, não revela padrões de comportamento ao longo do espaço. Por exemplo, na região mais ao norte, região homogênea 1, onde estão localizados os postos Manga e São Francisco, os harmônicos preponderantes são bastante distintos. Aparentemente, secas seriam mais frequentes no posto pluviométrico Manga, situado mais ao norte que o posto São Francisco, ou seja, na mesma região homogênea, harmônicos distintos preponderaram em cada local.

Tabela 5.8—Harmônicos preponderantes nas séries históricas dos postos

Código	Estação	SPI FIXO 12-AH
01443001	Manga	2,8
01544012	São Francisco	6,8
01546000	Arinos	2,9
01645000	São Romão	6,7
01646001	Unaí	2,0
01744009	Várzea da Palma	5,1
01844001	Santo Hipólito	4,8
01846017	Leal de Patos	4,4
01944004	Ponte N do Paraopeba	4,9
01944011	Jaguaruna-Jus. (Onça)	2,8
02043002	Lagoa Grande	4,9
02045001	Bambuí	6,5
02045005	Lamounier	2,2

O mesmo ocorre nas regiões mais ao sul da área de estudo, onde nenhum padrão claro é identificado. Nesse sentido, acredita-se que, de fato, a análise de ondaletas poderá fornecer mais elementos para as análises de séries temporais. Nos itens seguintes os resultados dessa análise serão apresentados. Esses valores de harmônicos preponderantes são apresentados também na Figura 5.22.

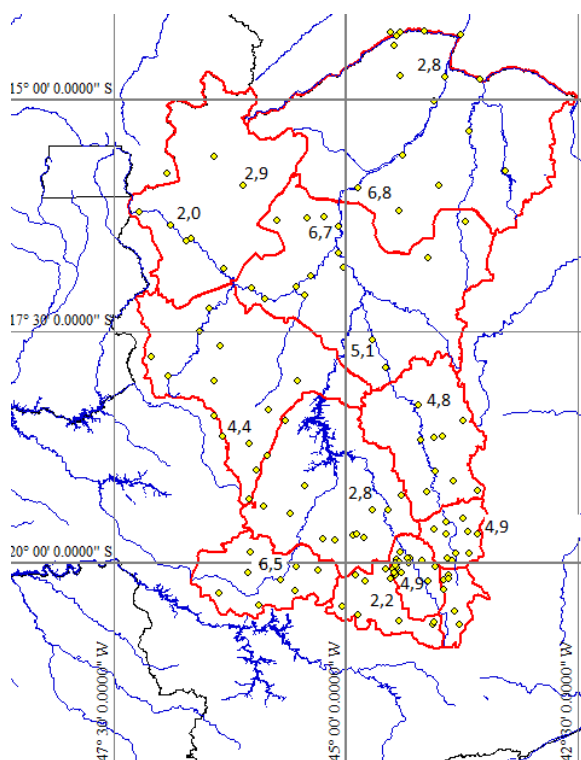


Figura 5.22: Harmônicos preponderantes nas séries históricas dos posto

5.3.3 Análise de Ondaletas

5.3.3.1 Análise de Ondaletas – SPIs móveis

A segunda etapa de análise de séries temporais corresponde à análise de ondaletas. Assim como nos itens anteriores, serão apresentados em detalhes os resultados obtidos no posto São Francisco. No Anexo IV são apresentados os resultados para todas as regiões consideradas. Na Figura 5.23 é apresentado o espectro resultante do emprego da transformada de ondaletas ao posto São Francisco. Esse espectro é relativo à série apresentada na Figura 5.16. O espectro aponta para periodicidades distintas preponderando em tempos distintos, o que pode ser identificado pela coloração mais forte, indicando maior significância.

Nesse sinal, foram identificados ciclos significativos de período igual a 16 anos, centrado no ano de 1970, dentro do cone de influência. Ciclos de 4 a 8 anos preponderaram na série em períodos esparsos ao longo do sinal, entre 1957 a 1963, 1978 a 1982 e entre 1988 e 1997. Por fim, ciclos de 2 a 4 anos tendem a surgir em outros períodos ao longo do sinal, principalmente entre 1946 e 1951.

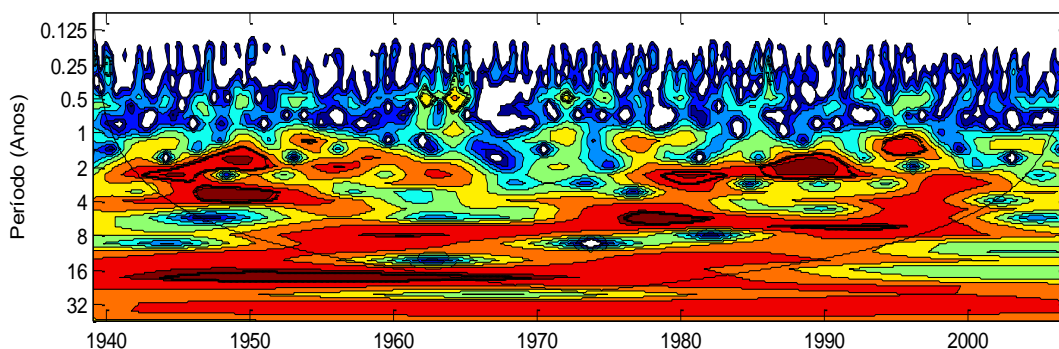


Figura 5.23: Espectro de Ondas da série de *SPI-9* no posto São Francisco.

A Figura 5.24 ilustra uma possível composição de harmônicos no sinal de *SPI-9* no posto São Francisco, identificada pela análise de ondas. Essa composição visa ilustrar, ou traduzir, o resultado da análise de ondas dentro da série histórica de *SPI-9*

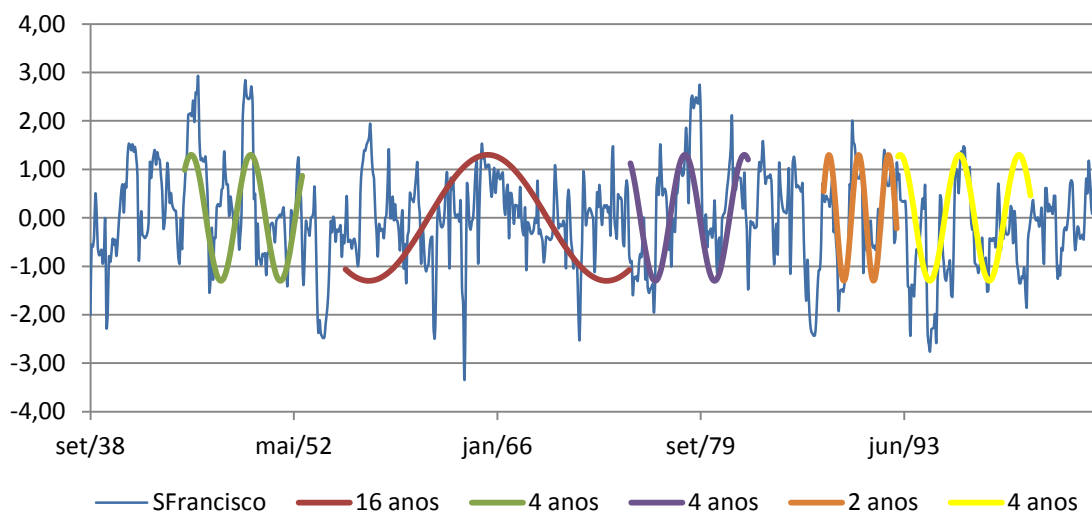


Figura 5.24: Série de *SPI-9* em São Francisco e sua decomposição em harmônicos.

Outra forma de observar o sinal é verificando a variância média ao longo das escalas. A Figura 5.25 apresenta essa variação, indicando que, entre 1942 e 1960, bem como entre 1976 e 2000, a variância do sinal foi significativamente elevada. Como foi possível observar na Figura 5.23, essa variação, no primeiro período foi relativo ao período de 1 a 4 anos, bem como na escala de 16 anos, e no segundo período foi entre 1 e 8 anos.

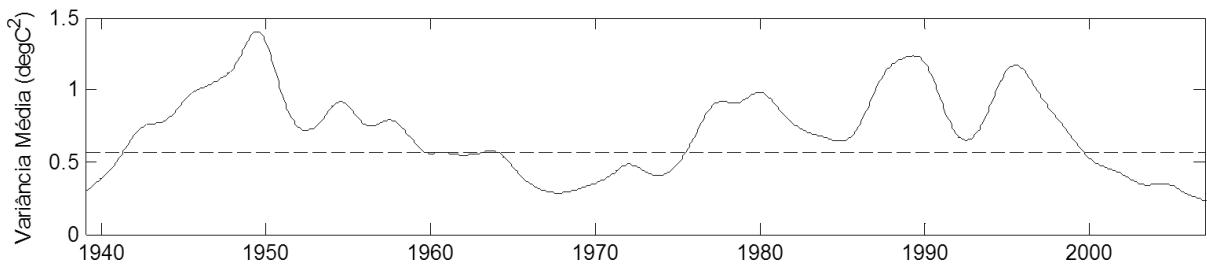


Figura 5.25: Média da variância ao longo do sinal de *SPI-9* no posto São Francisco.

Uma tentativa de remover a preponderância dos fatores locais das séries de *SPIs* foi o uso de valores regionais, a partir de valores médios de chuvas em cada região. Na região em que se insere o posto pluviométrico São Francisco (região Norte-1), quando comparados os resultados do espectro no posto São Francisco e o espectro das precipitações médias nessa região, é possível perceber que os dois são semelhantes, porém os harmônicos identificados ficam mais evidentes quando se observa o comportamento regional de *SPIs* (Figura 5.26(b)). Possivelmente, valores médios regionais tendem a atenuar a interferência de inúmeros fatores locais, possibilitando evidenciar ciclos com maior clareza.

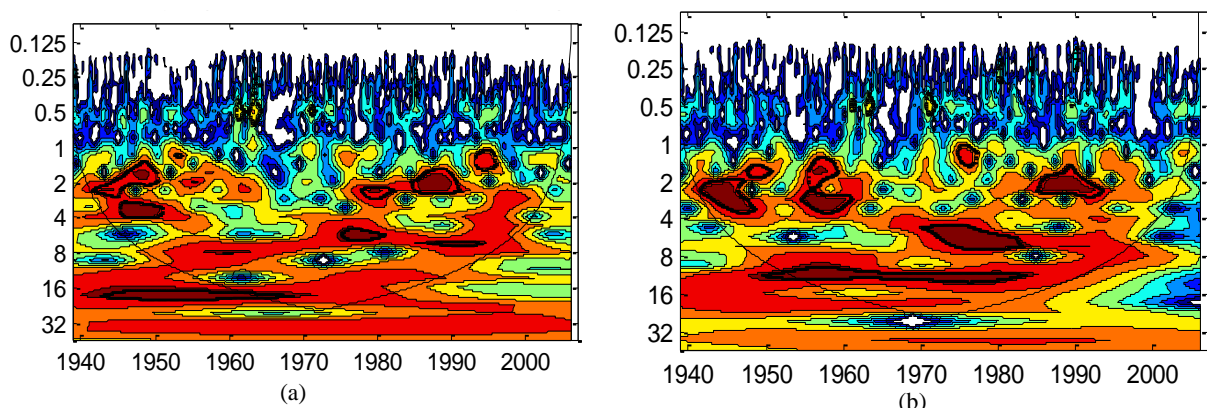


Figura 5.26: Espectros de ondaletas de *SPI-9* no posto São Francisco (a) e de *SPI-9* relativo às chuvas médias na região R1-Norte.

O uso de *SPIs* regionais evidenciou ciclos de 2 a 4 anos de duração entre os anos de 1940 a 1950, bem como de 1953 a 1960. Somente em meados da década de 1980 até aproximadamente 1993, ciclos curtos são detectados, na faixa de 2 anos. Ciclos evidentes de aproximadamente 11 anos são observados entre 1950 a 1985. De fato essa é a periodicidade preponderante no sinal médio, como é possível perceber pelo espectro global de ondaletas apresentado na Figura 5.27, ao lado do espectro de ondaletas. A análise de ondaletas ainda identificou outro ciclo de periodicidade de cerca de 6 anos, entre 1970 e 1985, aproximadamente.

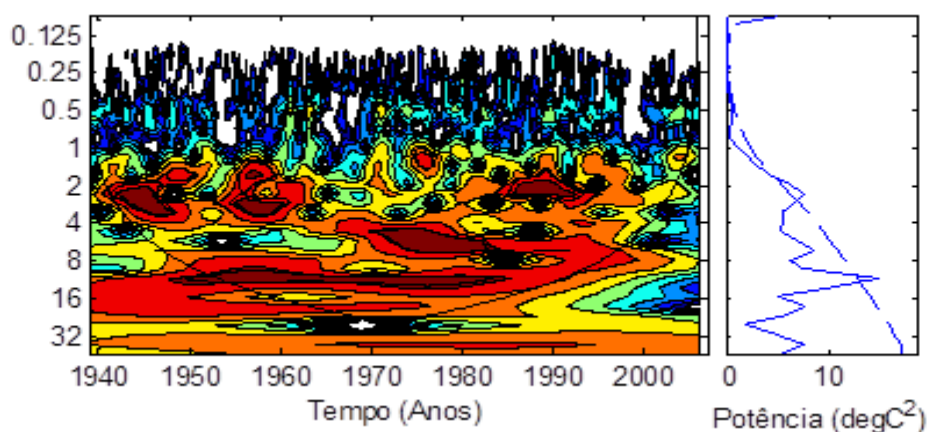


Figura 5.27: Espectro de ondaletas e espectro Global de ondaletas na região R1-Norte (*SPI-9* móvel).

Detalhe para o espectro global de ondaletas, quando comparado com o espectro resultante da TRF aplicada à série em São Francisco. O resultado do espectro global é bastante mais claro, permitindo a identificação significativa de oscilações ao longo da série.

Como é possível perceber, a análise de Fourier ou a análise global de ondaletas simplificam a análise temporal do sinal, porém perdem de vista no registro histórico momentos em que o comportamento cíclico não foi significativo. Pela Figura 5.27, por exemplo, a observação do espectro global de ondaletas poderia fazer supor que há a predominância clara de ciclos da ordem de 11 anos nas séries de *SPIs* na região R1-Norte. Um detalhamento da análise, porém, localiza essa periodicidade além de possibilitar identificar períodos em que ciclos mais curtos preponderaram.

Fato interessante de ser observado ainda é a ocorrência de ciclos em escalas plurianuais (2 a 8 anos) e ciclos decenais (11 anos ou mais). Tal observação pode ser um indicativo de que possam existir "forçantes" climáticas de ciclos curtos e outras de ciclos mais longos. Eventualmente esses ciclos de diferentes periodicidades poderiam ser associados a fenômenos climáticos de macro escala, como por exemplo, ao ENOS (*El-Niño/La-Niña*) e à Oscilação Decenal do Pacífico (ODP).

Neste ponto, é interessante observar resultados da análise de ondaletas aplicadas às séries de *SPI-9* de outras regiões. A Figura 5.28 apresenta os resultados das análises de ondaletas aplicadas aos *SPIs* médios em cada uma das regiões estatisticamente homogêneas. Em todas elas é possível observar frequências de oscilação ocorrendo em escalas curtas e em escalas

mais longas. Nos tópicos seguintes será aprofundada a relação que esses ciclos longos e curtos das séries de *SPIs* podem estabelecer com teleconexões climáticas.

Pela Figura 5.28, é possível observar alguns padrões recorrentes nas regiões. Em primeiro lugar, destaque-se que, das regiões R3 até a região R7, aquelas que apresentam registros anteriores a 1950, evidenciam um ciclo de 4 anos entre 1950 e 1965. Nas regiões R8 até R10, essa periodicidade é atrasada em cerca de 8 anos, preponderando de aproximadamente 1958 a 1970. A constância dessa periodicidade pode estar associada a fenômenos de macro escala que tenham influenciado todas as regiões durante esse período.

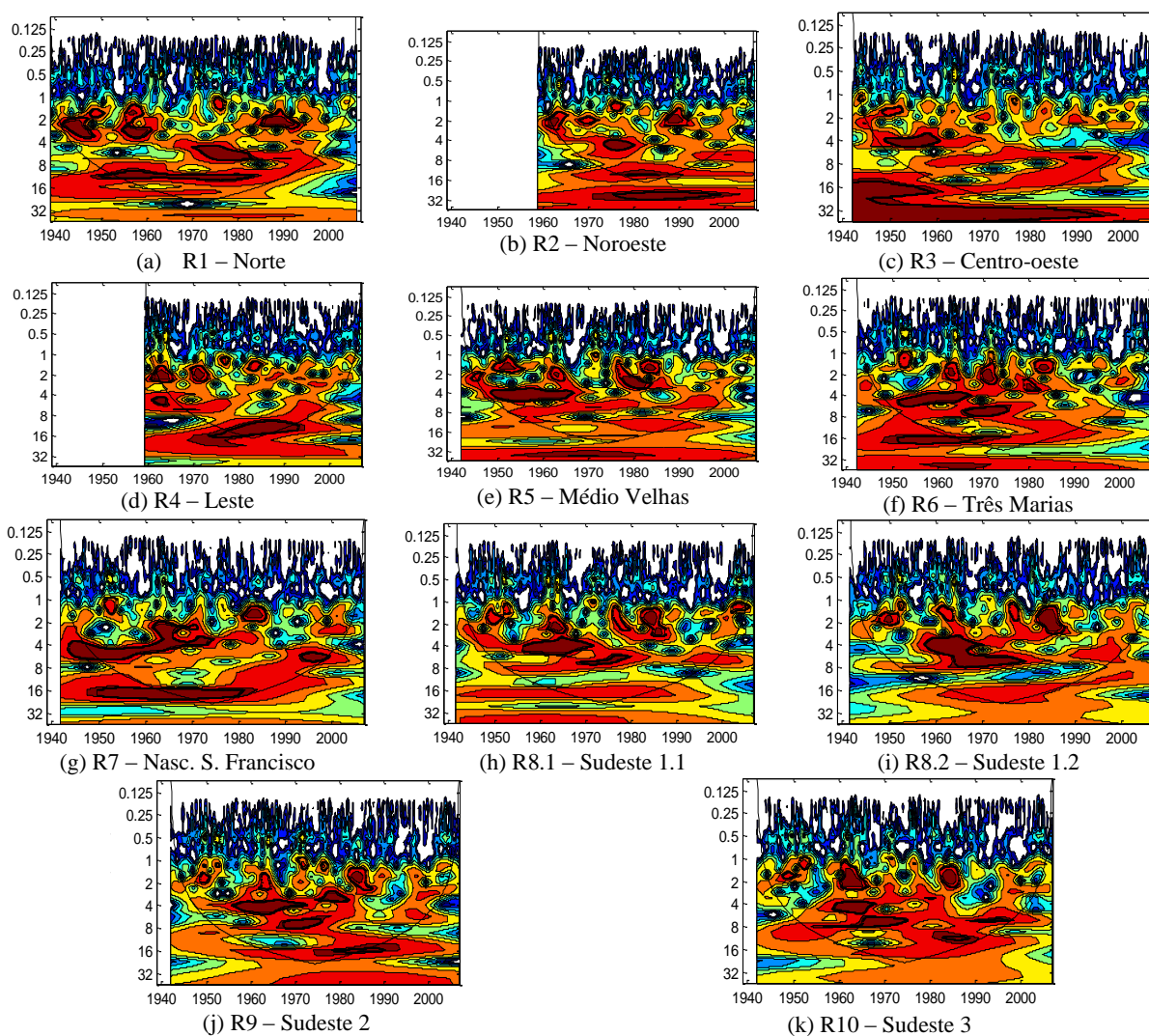


Figura 5.28: Espectros de ondaletas de *SPI-9* médios em todas as regiões estatisticamente homogêneas.

Além disso, pode-se dizer que em todas as regiões, a análise de ondaletas identificou ciclos mais longos, da ordem de 16 anos, centrados em 1960 (R1 – Norte), 1970 (R1 – Norte; R6 –

Três Marias; R7 – Nascentes do São Francisco; e R9 – Sudeste) e 1980 (R1 – Norte; R2 – Noroeste; R4 – Leste; R7 – Nascentes do São Francisco; R9 – Sudeste 2; e R10 – Sudeste 3).

Na região R3, é bastante evidente a ocorrência de forte tendência de decréscimo dos valores médios da série, o que ocorreu principalmente até 1970. A Figura 5.29 evidencia esse fato. Além de se observar essa tendência de decréscimo, a análise de ondaletas evidencia que sua variabilidade também é reduzida, ou seja, valores extremos na região R3 passam a ser menos extremos, especialmente após aproximadamente 1995. Para essa série histórica foi feito o teste não paramétrico de *Spearman*, conforme descrito por NERC (1975), para avaliação da possibilidade de rejeição da hipótese de estacionariedade. Por meio desse teste, de fato, a hipótese de estacionariedade dessa série histórica pôde ser rejeitada.

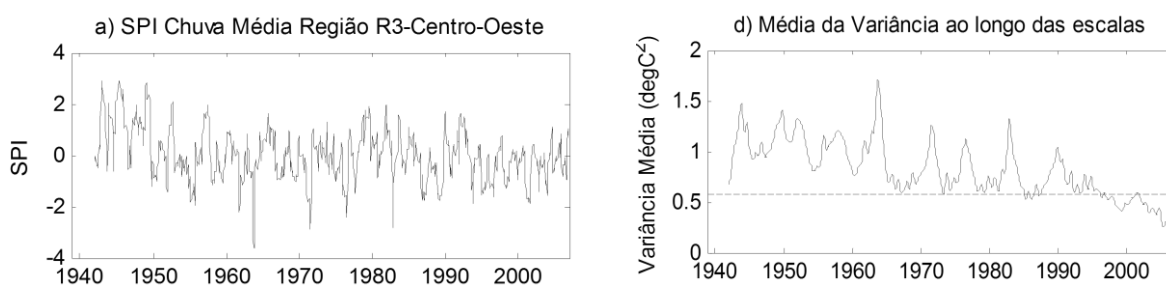


Figura 5.29: SPI médio na região R3 e variância média.

Apesar desse destaque da região R3, pode ser afirmado que alguma semelhança pode ser observada na estrutura tempo-frequência das regiões R1 a R7. Essa semelhança fica evidente pelo ciclo de aproximadamente 4 anos entre 1950 e 1965, aproximadamente, bem como por uma tendência a apresentar ciclos de menor frequência (da ordem de 16 anos ou mais) desde a década de 1960 até a década de 1980, conforme já detalhado. Outras tendências são identificadas na análise nas regiões R1 e R2 (ciclos de cerca de 6 anos entre 1970 a 1980), contudo os ciclos percebidos nas demais regiões também são identificados nessas últimas duas.

Como foi percebido na Tabela 5.6, as frequências empíricas observadas de secas severas e extremas normalmente nas regiões homogêneas oscilam em torno de 4,3 anos. Esse resultado é consistente com os espectros de ondaletas, onde foi frequente a identificação dessa periodicidade. Apesar disso, essa periodicidade não foi persistente ao longo de todo histórico das séries analisadas em nenhuma das regiões, apresentando significativas flutuações, especialmente para frequências menores.

Um dos detalhes mais interessantes que pode ser extraído da análise de ondaletas, está relacionado às regiões homogêneas situadas mais à sudeste da bacia do São Francisco (R8.1, R8.2, R9 e R10). Ao longo do período que vai da década de 1950 até 1980 ou 1990 pode ser observado que as periodicidades observadas, que no começo desse período era da ordem de 4 anos (entre 1950 e 1965), tenderam a formar ciclos mais longos, da ordem de 8 a 16 anos já nas décadas de 1980. No caso da região R8.2 – Sudeste 1.2, por exemplo, entre 1980 e 1990 houve uma tendência de retorno às periodicidades mais curtas (4 anos), porém, nas demais regiões a tendência de redução de frequência de secas foi observada com alguma clareza.

As setas nos gráficos da Figura 5.30 ilustram essa tendência. Não só nessas quatro regiões observou-se essa tendência na ocorrência das secas. Em outras essa tendência também foi observada, porém com um pouco menos de clareza. Fato é que em nenhuma das regiões analisadas, utilizando a análise de ondaletas, é possível confirmar uma afirmação bastante recorrente de que as secas têm sido cada vez mais frequentes.

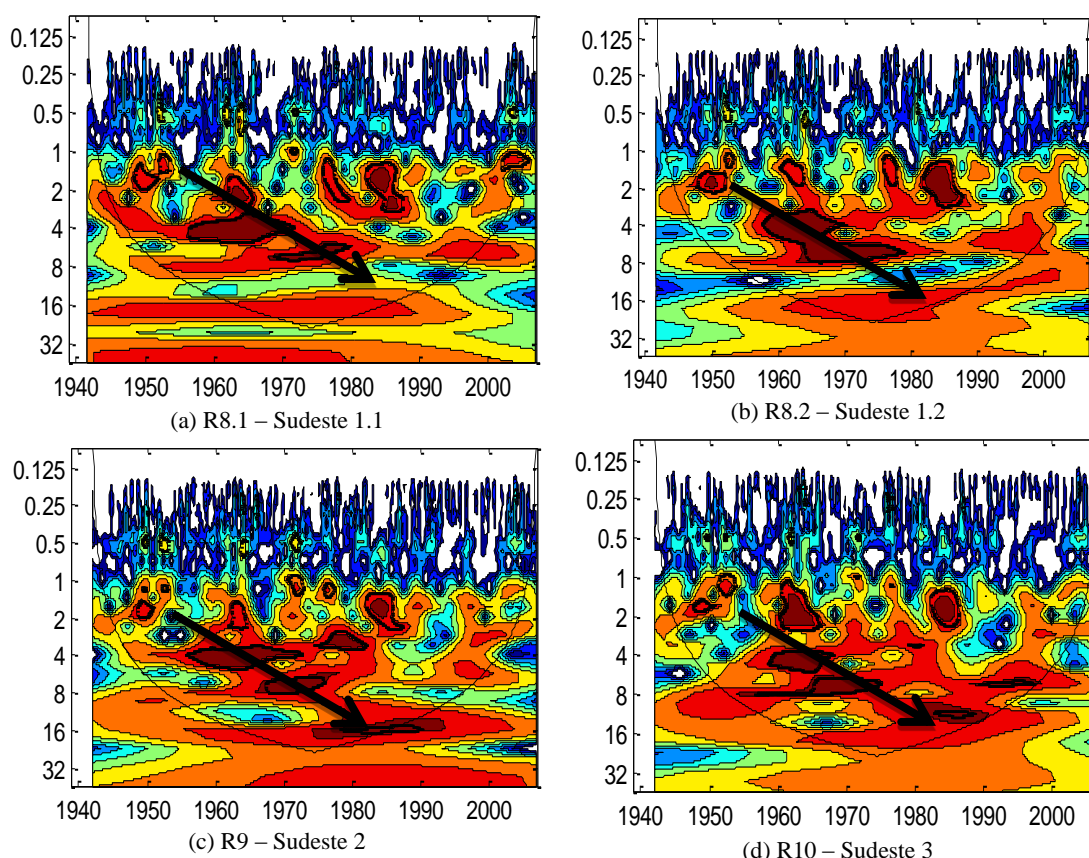


Figura 5.30: Espectros de ondaletas de *SPI-9* médios nas regiões estatisticamente homogêneas à sudeste da área de estudo.

A questão interessante que se levanta nesse ponto retoma a discussão entre o conceito de secas e a confusão normalmente feita entre seca e outros fenômenos. Eventualmente, caso a

percepção das secas tenha se intensificado ao longo dos anos, o que pode levar a afirmações tais como as “secas” têm sido cada vez mais frequentes, três hipóteses podem ser levantadas: a primeira é que as secas de fato têm sido mais frequentes, em decorrência de mudanças climáticas; a segunda é que a percepção do fenômeno tem crescido, fruto de maior divulgação por parte dos meios de comunicação; a terceira é que situações de escassez têm sido mais frequentes, fruto do aumento da vulnerabilidade das comunidades, ou pelo aumento da demanda, ou pela redução da oferta como resultado de contaminação de mananciais (a exemplo do estudo de Pielke *et al.* 2005).

A presente análise entende que, na região de estudo, não é possível sustentar a primeira hipótese, por meio de uma análise do comportamento das chuvas em escala regional. Para que essa hipótese fosse sustentada, estudos com esse mesmo propósito deveriam ser conduzidos antes de ser defendida a posição de que o clima tem mudado e que, assim, as secas serão cada dia mais frequentes e extremas.

De um modo geral, a estrutura tempo-frequência das regiões não é muito diferenciada, tendo sido as tendências de oscilação identificadas. Tal fato é menos evidente ao se analisar séries de *SPIs* em postos isolados, quando fatores locais tendem a dificultar a observação de padrões de oscilação. Recomenda-se, desse modo, que na análise de eventos de precipitação regional, sempre que possível, sejam utilizados produtos de análises regionais.

5.3.3.2 Análise de Ondaletas – *SPIs* fixos

Com relação aos resultados de *SPIs* fixos, serão detalhados os resultados obtidos para o *SPI-12-AH*. A exemplo do que foi apresentado nos tópicos anteriores, serão apresentados os resultados obtidos para o posto São Francisco. A Figura 5.31 apresenta os resultados da análise de ondaletas, quando aplicada à série desse posto.

A Figura 5.31 apresenta resultados que vão ao encontro daqueles obtidos por meio da análise de Fourier, ou seja, indicam uma tendência de periodicidade da série por volta de 7 anos. Isso significaria que esse posto tende a apresentar, em tese, um intervalo de 7 anos entre dois mínimos, ou entre dois máximos, ao longo da série representativa das secas. Porém pelo espectro, percebe-se que isso não ocorre ao longo de todo período histórico, tendo sido mais significativo de 1955 até 1961 e entre 1974 e 1994. Outras periodicidades foram identificadas,

especialmente uma de longo prazo, da ordem de 16 anos centrada entre 1965 e 1970 (correspondendo ao trecho dentro do cone de influência).

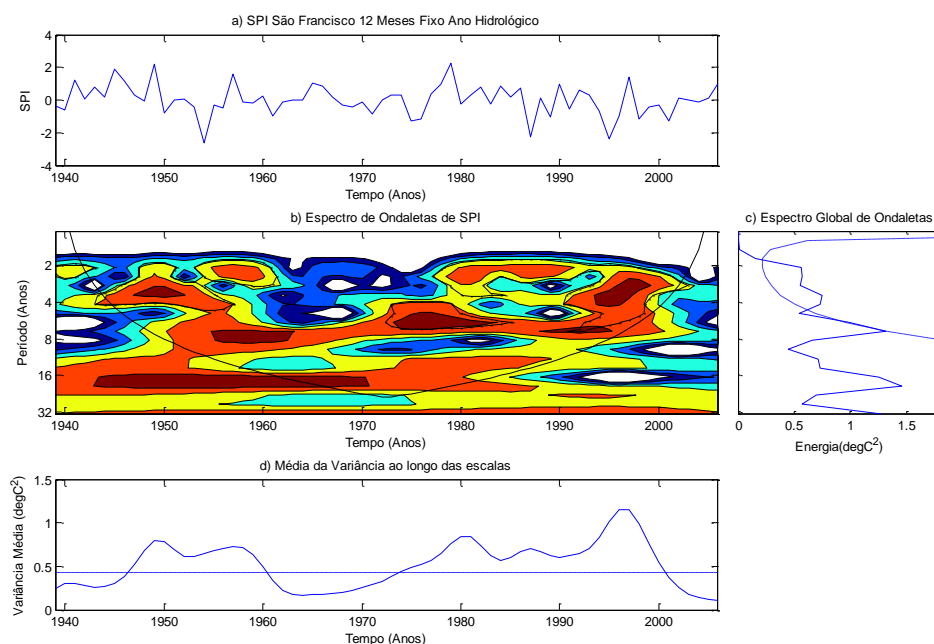


Figura 5.31: Série de *SPI*, espectro de ondaletas, espectro global de ondaletas e variância média da série de *SPI-12-AH* fixo do posto São Francisco.

Esse resultado, quando comparado com aquele obtido com o posto Manga, situado na mesma região estatisticamente homogênea, revela que os comportamentos são bastante distintos, uma vez que, neste posto, não foram identificadas periodicidades significativas, exceto entre 1952 e 1963, na escala relativa a 3 anos. A Figura 5.32 apresenta essa comparação, mostrando que os ciclos observados foram representativos apenas no posto São Francisco.

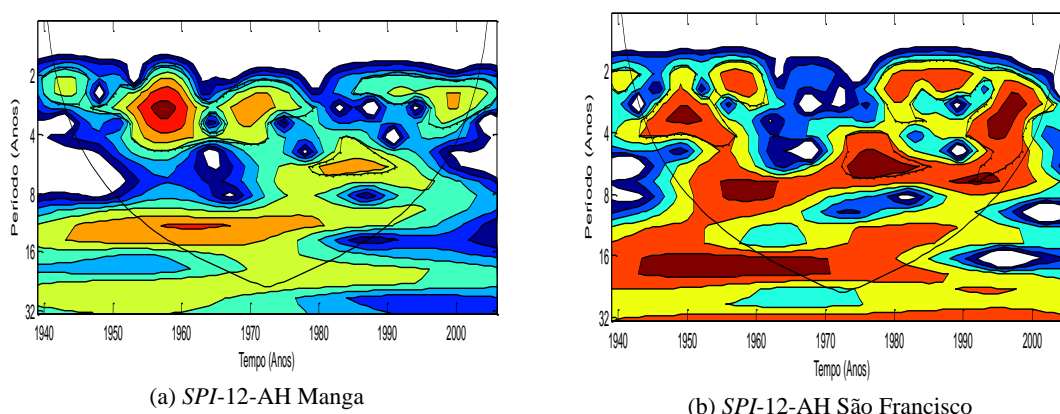


Figura 5.32: Espectros de ondaletas dos postos Manga e São Francisco, nas escalas de 12 meses, ano hidrológico.

Além desses dois postos, outros locais apresentaram poucas periodicidades significativas. Vale mencionar o posto Arinos, que entre 1968 e 1972 apresentou significativa periodicidade

de 4 anos, os postos Lamounier e Leal de Patos, que apresentaram periodicidades de longo prazo (16 anos), centrada entre 1965 e 1975. Além desses casos o posto São Romão, entre 1980 e 2000, apresentou periodicidades de 4 a 10 anos. Nos demais, os espectros foram muito pouco significativos, a exemplo do observado no posto Manga.

Da mesma forma que na análise das séries *SPIs* móveis, buscou-se avaliar o comportamento dos *SPIs* também nas regiões homogêneas, de forma a atenuar a predominância de fatores locais. A Figura 5.33 revela que, no caso de *SPIs* fixos, é muito pouco significativa a ocorrência de ciclos de secas em anos hidrológicos. Ciclos significativos (coloração em vermelho mais escuro) puderam ser observados em períodos esparsos na região R1 (entre 1970 e 1990, periodicidade de 4 anos), na região R4 (entre 1972 e 1992, periodicidades de médio a longo prazo, de 10 a 16 anos) e em outras poucas situações.

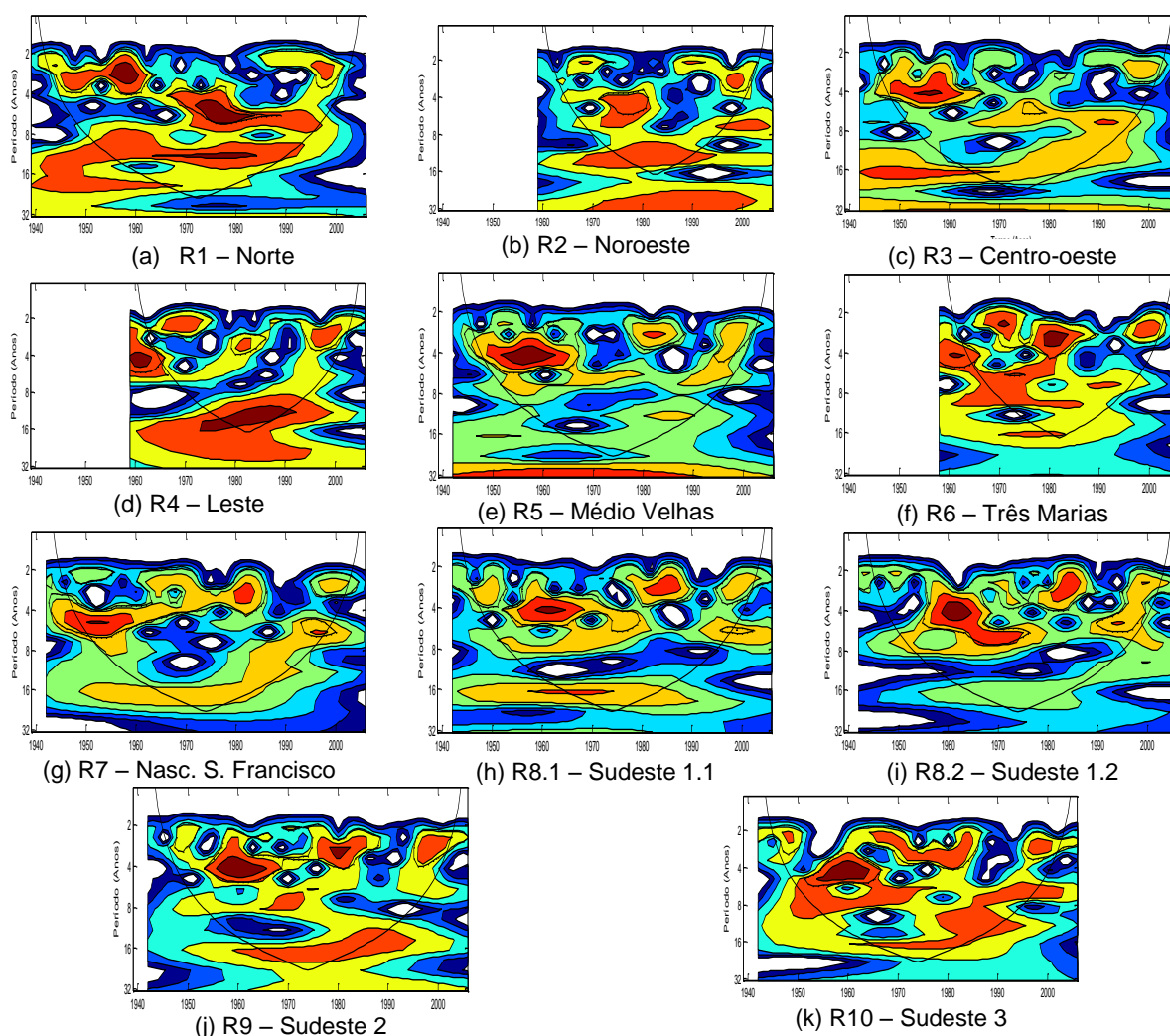


Figura 5.33: Espectros de ondaletas de *SPI-12-AH* fixo médios em todas as regiões estatisticamente homogêneas.

Ainda que pouco significativos, os mesmos ciclos observados na análise dos *SPIs* móveis entre 1950 e 1970 com periodicidade de 4 anos, também foram observados nos *SPIs* fixos. Esse ponto pode eventualmente corresponder a uma conexão com algum fenômeno de macro escala, uma vez que é um período comum a praticamente todas as regiões, nas análises dos dois índices observados.

5.4 Etapa 4 - Estudo de Teleconexões Climáticas

Na etapa de análise de ondaletas, pode ser observado que, em quase todos os casos, os espectros de ondaletas das séries de *SPIs* regionais, possibilitaram observar oscilações de períodos curtos, bem como de períodos mais longos. Essa constatação pode indicar que as oscilações das séries de *SPIs* podem responder a forçantes climáticas que apresentem periodicidades de diferentes escalas.

Com o objetivo de investigar a origem desses eventos, foi proposto que os eventos de secas pudessem ser analisados com base nos fenômenos ENOS e ODP. Em primeiro lugar, os índices (IOS, ION e ODP) foram submetidos à análise de ondaletas com o objetivo de identificar sua estrutura tempo-frequência. Essa estrutura dos índices climáticos foi confrontada com a estrutura tempo-frequência das séries de *SPIs* obtidas e em seguida foi avaliado se a ocorrência dos principais eventos de seca era persistentemente observada em fases específicas de ENOS e ODP.

5.4.1 Estrutura tempo-frequência dos índices macro-climáticos

5.4.1.1 Índice Oceânico Niño (ION)

O Índice Oceânico *Niño* foi analisado utilizando-se a transformada contínua de ondaletas ao longo do período que vai de 1950 até 2006. A Figura 5.34 apresenta o resultado da análise, dispondo na mesma figura do gráfico da variação do ION ao longo do tempo, o espectro de ondaletas resultante, o espectro global de ondaletas e a variância média do sinal.

Pela Figura 5.34, verifica-se que o ION tende a oscilar em ciclos de aproximadamente 4 anos (observar o espectro global de ondaletas). Isso significa que, em princípio, o período de 4 anos separa a ocorrência de dois valores máximos, ou dois valores mínimos, ao longo da série. Esse resultado é consistente com vasta literatura acerca da análise do fenômeno ENOS (por exemplo, Torrence e Compo, 1998) e com o gráfico apresentado na Figura 3.20, em que

se observou uma frequência também da ordem de 4,0 anos aproximadamente para eventos *El Niño* e *La Niña*.

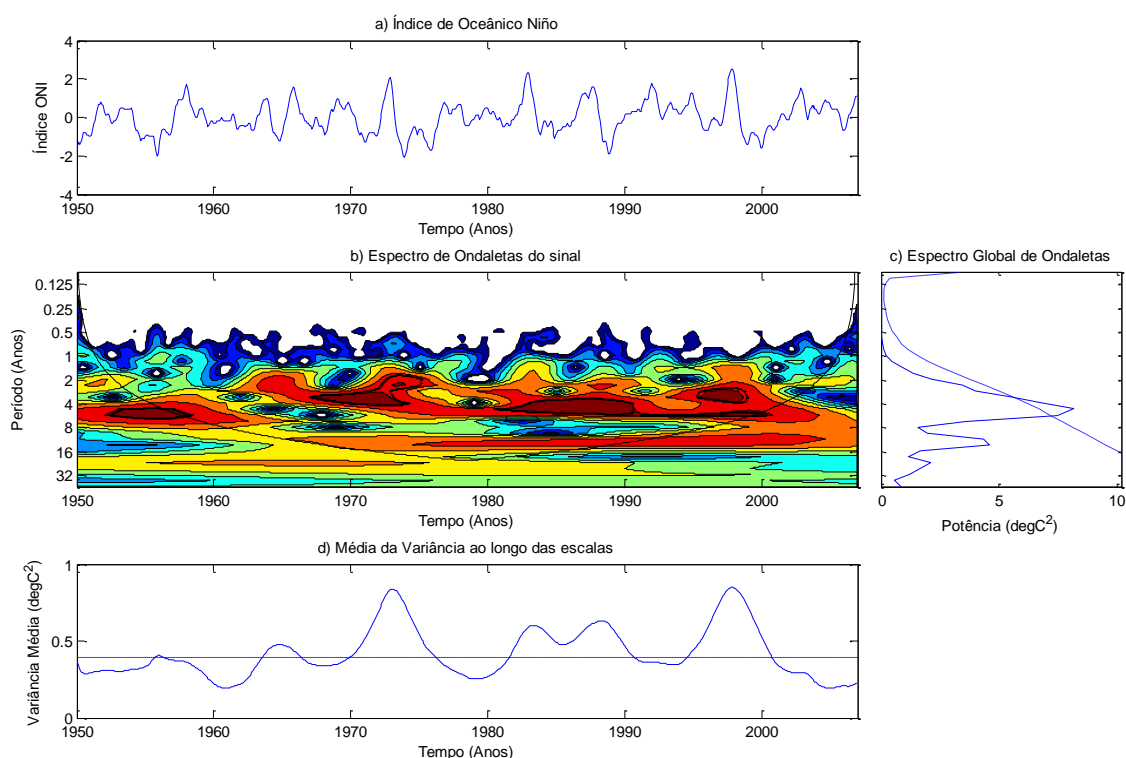


Figura 5.34: Índice Oceânico Niño, espectro de ondas de Niño do sinal, espectro global de ondas de Niño e variância média do sinal.

A análise de ondas de Niño permite identificar que, apesar de essa frequência ser significativa, ao longo do tempo, algumas mudanças ocorreram. Por exemplo, aproximadamente entre 1958 e 1968 essa frequência não foi significativamente observada, tendo ficado mais clara entre 1970 e 2000, aproximadamente. Especialmente entre 1968 e 1973 e entre 1980 e 2001, esse período de oscilação de 4 anos fica mais evidente (observar a variância média do sinal, no gráfico inferior auxilia essa observação).

5.4.1.2 Índice de Oscilação Sul (IOS)

A Figura 5.35 apresenta o resultado da análise de ondas de Niño do IOS, entre os anos de 1950 e 2006. Assim como foi apresentado para o ION, na Figura 5.35, são mostrados a série do índice, o espectro de ondas de Niño, o espectro global de ondas de Niño e a variância média do sinal. Com relação ao IOS, a Figura 5.35 evidencia a ocorrência de duas frequências marcantes no índice, uma de 4 anos e outra de cerca de 16 anos. Os dois ciclos prevaleceram em praticamente ao longo de todo o registro histórico de dados.

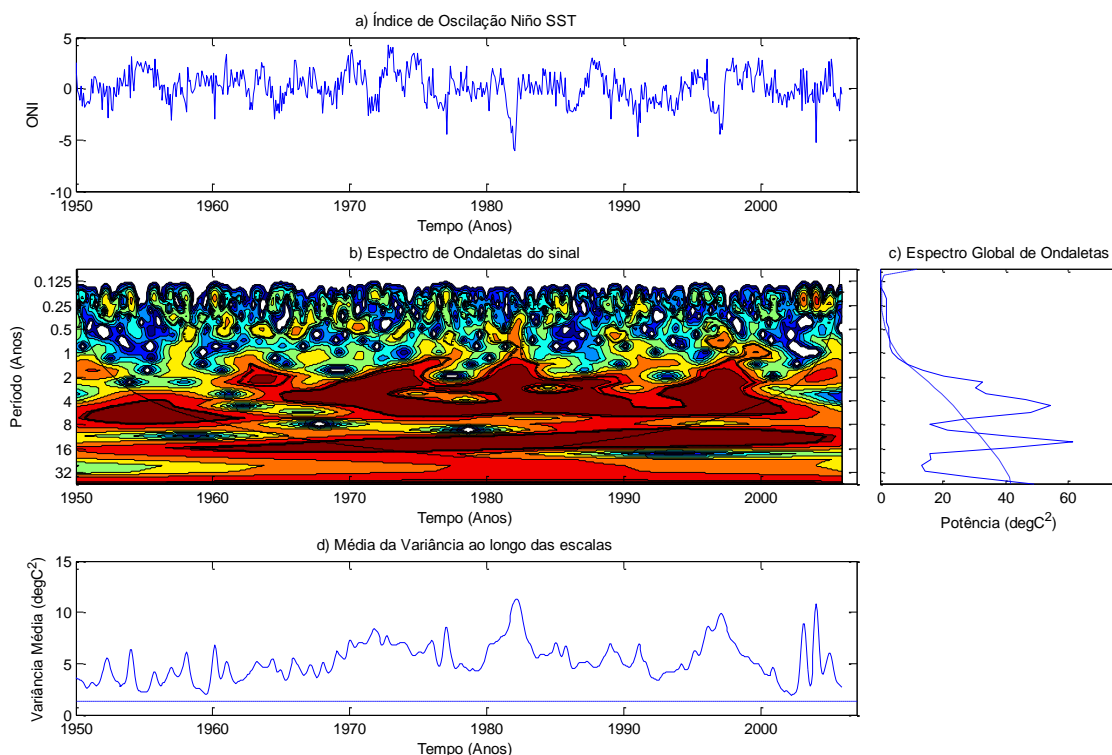


Figura 5.35: Índice de Oscilação Sul, espectro de ondaletas do sinal, espectro global de ondaletas e variância média do sinal.

Ressalte-se que os índices IOS e o índice ION, são fortemente correlacionados, o que também foi possível perceber pelo resultado das análises de ondaletas. As estruturas tempo-frequência das duas séries são bastante semelhantes, o que é evidenciado pela presença de ciclos de 4 e 16 anos nas duas séries, embora esses ciclos mais longos sejam mais significativos na série de IOS. Essa maior significância reflete a variância de curto prazo mais forte no sinal de IOS, apresentada na Figura 5.7.

Ressalte-se que a tendência de oscilação em ciclos mais longos, da ordem de 16 anos, ficou bastante evidente na análise desse sinal. Não é escopo do presente trabalho a investigação da origem desse ciclo. Porém, fica evidente que há fatores que determinaram uma periodicidade da ordem de 16 anos, no sinal ao longo da segunda metade do século XX, centrada no ano de 1980. De certa forma, essa observação vem corroborar a afirmação de Torrence e Compo (1998) que, além dos ciclos de 4 anos observados no fenômeno *El Niño*, esse fenômeno estaria sujeito a modulações prováveis de 15 anos.

5.4.1.3 Oscilação Decenal do Pacífico (ODP)

Finalmente, o resultado da análise de ondaletas aplicado à ODP também é apresentado ao longo dos anos de 1930 a 2006 (Figura 5.36). Essa análise revela tendências de oscilação de

longo prazo, em 3 frequências predominantes de oscilação: um ciclo pequeno de 6 anos entre 1935 a 1962 e entre 1990 e 2000; um ciclo longo, da ordem de 23 anos, centrado entre 1965 e 1975; e um outro superior a 32 anos. Este último porém está situado fora do cone de influência, não podendo ser considerado estatisticamente significativo.

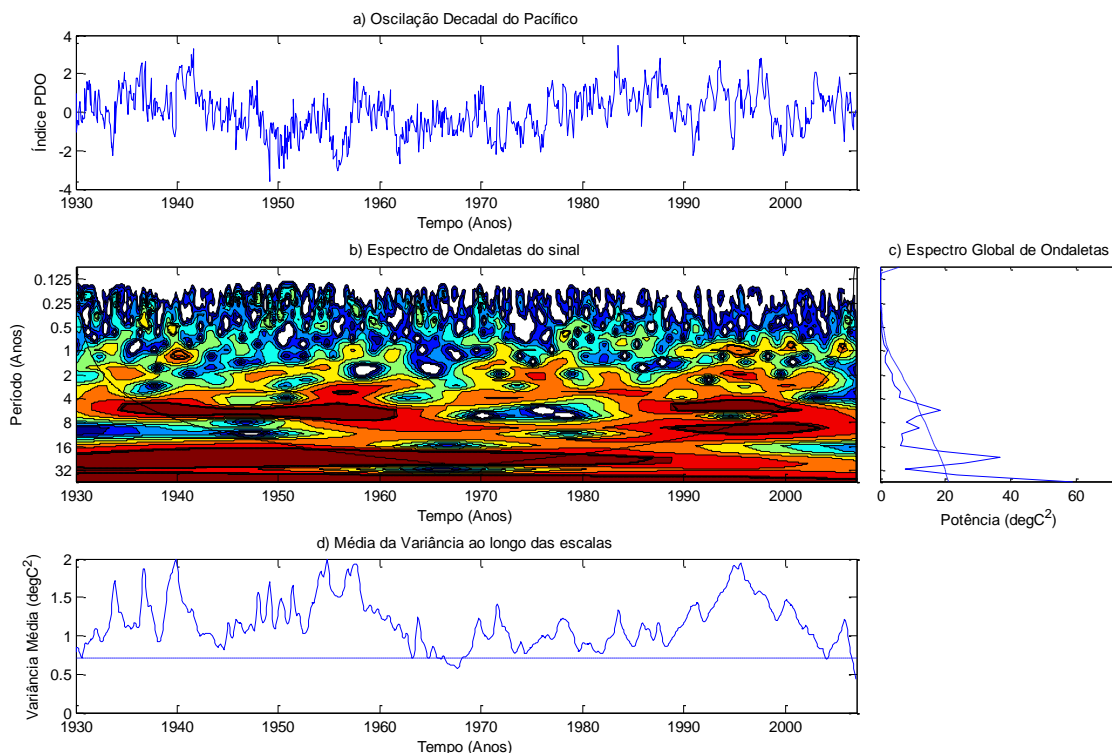


Figura 5.36: Oscilação Decenal do Pacífico, espectro de ondaletas do sinal, espectro global de ondaletas e variância média do sinal.

Resgate-se que, desde 1925 até 1946, a ODP manteve-se em sua fase quente, enquanto de 1947 a 1976 o índice permaneceu em fase fria. Os ciclos de 6 anos observados entre 1935 e 1962, foram portanto oscilações dentro das fases quente e fria da ODP. É o mesmo que afirmar que no primeiro período o índice oscilou em torno de valores de anomalias positivas, enquanto no segundo período o índice oscilou em torno de anomalias negativas. Já entre 1990 e 2000, quando foram detectados ciclos de frequência também de 6 anos, aparentemente a ODP oscilou em torno de valores de anomalias praticamente nulas, uma vez que, nesse período não houve preponderância prolongada do sinal em nenhuma de suas fases.

Os ciclos mais longos observados, o de 23 anos, dentro do cone de influência, centrado em 1965 e 1975, e outro ciclo de 32 anos, fora do cone de influência, podem ter sido detectados tendo em vista a persistência do índice em fases positivas ou negativas por período prolongado, até 1990. Ao final desse período foi observado uma significativa oscilação de

cerca de 8 anos sobreposta àquela de 6 anos, porém localizada apenas nesse período. Os resultados obtidos para as análises de ondaletas aplicadas às séries de ION, IOS e ODP podem ser resumidos na Tabela 5.9.

Tabela 5.9—Frequências e períodos mais significativos para índices climáticos

Índice	Frequência 1	Frequência 2	Frequência 3	Frequência 4
ION	4 anos	16 anos	-	-
IOS	4 anos	16 anos	8 anos	2 anos
ODP	> 32 anos*	23 anos	6 anos	8 anos
Índice	Período 1	Período 2	Período 3	Período 4
ION	1952 a 1958 / 1968 a 1973 / 1980 e 2001	1973 a 2003	-	-
IOS	1964 a 2001	1957 a 2006	1950 a 1961	1970 a 1990 / 1995 a 2000
ODP	1930 a 1990	1930 a 1990	1935 a 1962 / 1990 a 2000	1990 a 2004

* Fora do cone de influência

5.4.2 Impacto das teleconexões sobre a ocorrência de secas na região de estudo

No que diz respeito ao efeito de teleconexões climáticas sobre a região de estudo, procurou-se avaliar essa influência de duas formas. A primeira foi por meio da observação de ciclos coincidentes. Eventuais coincidências em relação aos ciclos podem indicar que as causas das secas na região de estudo de alguma forma possam estar atreladas a esses índices climáticos de grande escala.

A segunda forma de avaliar é uma análise, ainda que puramente empírica, de qual o impacto desses fenômenos sobre valores extremos de secas, buscando situar qual a condição climática predominante no período em que as secas mais severas ocorreram. Essa análise busca simplesmente verificar se existe alguma tendência de que esses índices de alguma forma influenciem a ocorrência de secas mais extremas na bacia do rio São Francisco, no trecho estudado.

5.4.2.1 Observação de ciclos

Pela Tabela 5.9, já se observou que os principais ciclos ao longo das séries de índices climáticos por meio da análise de ondaletas foram observados em períodos de 4, 16, 32, 23, 8, 6 e 2 anos, em intervalos diferentes, em diferentes índices, porém com grandes coincidências entre os índices ION e IOS. Ciclos de 4 anos também foram identificados em quase todas as séries de *SPIs* em diferentes períodos do histórico considerado. Resta observar possíveis coincidências entre esses ciclos.

Nas regiões mais ao norte (R1 – Norte, R3 – Centro-oeste, R5 – Médio Velhas, R6 – Três Marias e R7 – Nasc. S. Francisco), ciclos de 4 anos também foram observados nos históricos de *SPIs* médios regionais em período coincidente com aquele em que o espectro do IOS (1950 a 1965) também ressalta a predominância desse período de oscilação. Ciclos de 4 anos foram observados nas séries das regiões sudeste porém no período de 1958 a 1970, aproximadamente o que, em princípio não mostra coincidência com as séries de índices climáticos consideradas no presente estudo.

Ao longo de várias regiões (R2 – Noroeste, R4 – Leste, R7 – Nasc. S. Francisco, R9 – Sudeste 2, R10 – Sudeste 3) ciclos da ordem de 16 anos coincidiram com as oscilações do ION e do IOS. Ciclos mais longos que esses foram observados em quase todas as regiões em diferentes períodos dos históricos, especialmente nas regiões mais centrais (R2 – Noroeste, R3 – Centro-oeste, R4 – Leste, R5 – Médio Velhas, R6 – Três Marias). Nesses casos, porém, esses ciclos não mostraram clara relação com ODP, a qual está relacionado a ciclos mais longos.

Especialmente nas regiões R2 – Noroeste e R5 – Médio Velhas, onde ciclos de período de oscilação dessa magnitude foram observados, os períodos em que ocorreram (1970 a 2003 e 1952 a 1984, respectivamente) não foram coincidentes, a ponto de demonstrar qualquer relação de causalidade. Apenas o espectro da série da região R3 – Centro-oeste aparenta alguma semelhança com o espectro da série de ODP. Tal semelhança, por não ter algum tipo de consistência regional, aparenta ser, contudo, apenas uma coincidência.

Outros ciclos também significativos foram observados em outros momentos dos históricos, ciclos esses não coincidentes com os resultados das análises dos índices climáticos. Deve ser questionado, nesse ponto se as coincidências observadas são apenas meras coincidências ou se indicam uma relação de causalidade entre os fenômenos climáticos considerados e o regime de secas na região. Outras análises podem ser feitas na intenção de verificar esse questionamento, as quais são apresentadas no tópico seguinte.

5.4.2.2 Influências sobre extremos

As piores secas observadas na região foram apresentadas na Tabela 5.4, no caso do *SPI* móvel, enquanto a Tabela 5.2 apresenta os piores anos no caso do *SPI*-8 fixo (set-abr). No caso do *SPI* móvel, as observações foram restritas às secas que englobam o período chuvoso (trimestre dezembro-janeiro-fevereiro).

Para as séries de *SPI* móveis com séries de médias regionais, percebeu-se que, dentre as piores secas observadas apresentadas na Tabela 5.4, cerca de 44% ocorreram em episódios *La Niña* e 13% ocorreram em episódios de *El Niño*. As demais secas ocorreram na fase neutra do índice. Com relação à ODP, 77% dos episódios de secas ocorreram em sua fase fria, enquanto 33% em sua fase quente.

A Tabela 5.10 reformula a forma de apresentar os resultados da Tabela 5.2, destacando, os anos em que, na média ao longo de toda região mineira do rio São Francisco, foram os mais críticos do ponto de vista das secas. As células dessa tabela, quando marcadas em azul, representam índices em sua fase fria e quando em fase quente o ano é marcado de vermelho. Quando nenhuma situação é observada, a fase do índice é neutra.

Tabela 5.10– Anos mais críticos ao longo de toda região e índices climáticos preponderantes (em azul, fase fria dos índices; em vermelho, fase quente; em branco, fase neutra).

Severidade	ODP	ENOS	Severidade	ODP	ENOS	Severidade	ODP	ENOS
1	1970/1971	1970/1971	7	1953/1954	1953/1954	13	1961/1962	1961/1962
2	2000/2001	2000/2001	8	1958/1959	1958/1959	14	1949/1950	1949/1950
3	1975/1976	1975/1976	9	1963/1964	1963/1964	15	1989/1990	1989/1990
4	1986/1987	1986/1987	10	1952/1953	1952/1953	16	2005/2006	2005/2006
5	1954/1955	1954/1955	11	1994/1995	1994/1995	17	1995/1996	1995/1996
6	1974/1975	1974/1975	12	1988/1989	1988/1989	18	1968/1969	1968/1969

Por essa tabela, fica bastante claro que, a fase fria da ODP era o estado predominante em 15 dos 18 piores anos na região mineira da bacia do rio São Francisco. Em 9 dos piores períodos chuvosos com déficit de chuva, foi observado o ENOS em sua fase *La Niña*, e nessas mesmas 9 ocasiões, a fase fria do ENOS coincidiu com fase fria do ODP.

Reforçam-se as consequências dessa etapa do presente trabalho: utilizando-se as técnicas apresentadas, existem indícios de que as secas na região mineira do rio São Francisco tendem a ser mais intensas quando o ENOS e o ODP estão em fase. Mais especificamente, ODP e ENOS em fase fria tendem a ser recorrentes nas secas mais severas observadas na região como um todo.

Kayano e Andreoli (2006) afirmam que anomalias de precipitações tendem a ser mais perceptíveis quando os fenômenos ENOS e ODP estão em fase, atuando construtivamente sobre a América do Sul. Aparentemente, a região de estudo tem déficits de precipitação associados a ODP e ENOS em fase fria, corroborando a afirmativa dos referidos autores.

Considerando os resultados das análises de ondaletas apresentadas no item 5.4.1, algumas outras considerações podem ser feitas. As estruturas tempo-frequência das séries de *SPIs* e das séries de índices climáticos revelam algumas coincidências de ciclos, porém não mostram uma clara relação de causa e efeito entre os fenômenos climáticos e as secas. Aparentemente, as séries de *SPIs* são significativamente “poluídas” por outros fenômenos cíclicos que não apenas o ION, o IOS e a ODP.

Essa grande “poluição” dos espectros de *SPIs* é sinal da grande complexidade das perturbações atmosféricas observadas na região. A região sudeste do Brasil é sujeita à ação de praticamente todas as massas de ar atuantes sobre a América do Sul, portanto, a dificuldade em se isolar fatores causais sobre o regime pluviométrico da região é bastante significativa. A influência do Oceano Atlântico sobre a região, por exemplo, é bastante significativa sobre o clima da região, porém, há uma limitação bastante grande para a análise dessa influência sobre o clima da região sudeste do Brasil, principalmente em virtude da carência de informação.

Ainda assim, não se pode descartar a influência que os índices estudados exercem sobre a região de estudo, no que diz respeito à ocorrência das secas. Não seria uma tarefa simples refutar a constatação feita com o auxílio, por exemplo, da Tabela 5.10, de que o fenômeno ENOS e, principalmente, a Oscilação Decenal do Pacífico tenham forte influência sobre as secas na região. Ainda que sua estrutura tempo-frequência não seja igual, na ocasião de uma seca, aparentemente uma situação de ODP em fase fria e fenômeno *La Niña* forçam essas secas para valores bastante severos.

Deve-se, contudo, ser claro que esses não são os únicos fatores que levam à ocorrência de secas. A combinação desses dois índices, ambos em fase fria, com outros fatores ainda desconhecidos, pode levar à ocorrência de secas mais severas que o normal. Porém a condição de esses dois índices estarem em fase fria não é suficiente para a ocorrência de secas severas. Em algumas ocasiões, mesmo tendo ocorrido esses dois índices em fase fria, períodos chuvosos foram observados. Ainda assim a constatação feita é válida, de que nas piores secas observadas é recorrente observar a ODP e o ION ambos em fase negativa.

Diversos outros fenômenos de macro escala podem exercer influências sobre os totais precipitados na região, os quais devem ser identificados, com vistas a se melhorarem as previsões de secas. Ainda assim, deve ser considerada a influência dos índices aqui estudados

sobre a severidade das secas sobre a região. Por exemplo, a observação da série de ODP até períodos mais recentes levantam um alerta sobre a possibilidade de ocorrência de secas severas para os próximos anos.

A Figura 5.37 mostra a série de ODP focada no período de janeiro de 2007 até agosto de 2011, mostrando qual tem sido a tendência de oscilação do índice nos últimos anos. Existe uma possibilidade de que está em processo uma entrada em uma fase fria desse índice. Um questionamento possível é se esse comportamento do ODP coloca um alerta com relação ao comportamento das chuvas na região de estudo, em especial, quando da ocorrência de ENOS em sua fase fria (*LaNiña*).

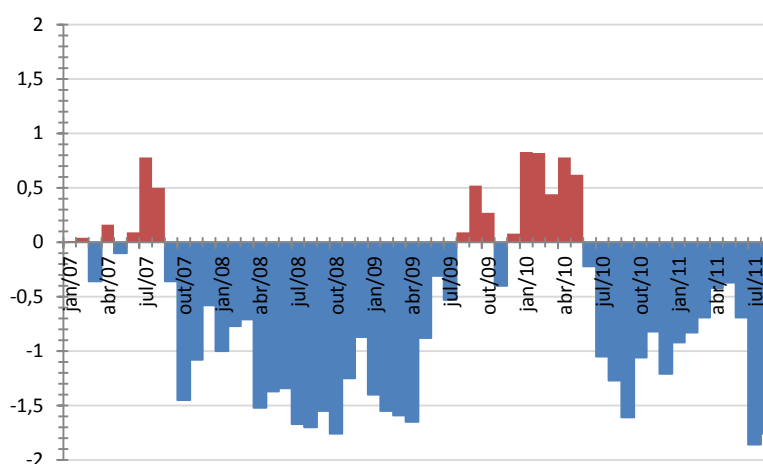


Figura 5.37: Detalhe para o período de jan/2007 a ago/2011 na série do índice ODP.

6 CONCLUSÕES

Tendo obtido as séries históricas de *SPIs*, por meio da análise regional e local, tendo sido definidas regiões homogêneas do ponto de vista das precipitações e secas, tendo executado as análises de séries temporais pretendidas, tanto aquelas relativas aos índices de secas, quanto aos índices climáticos, acredita-se ter atingido os objetivos da presente pesquisa. De modo geral, pode ser mencionado que, de fato, o uso da transformada contínua de ondaletas para o estudo de análises de séries temporais em hidrologia amplia as possibilidades de análise de seus comportamentos, permitindo melhor explorar os dados disponíveis. Foi o que ocorreu, por exemplo, aprofundando a análise de Fourier, quando essa técnica aparentemente oferece poucas informações a respeito do comportamento do sinal. O uso da análise de ondaletas permitiu explorar mais elementos e chegar a conclusões mais consistentes

Além dessa conclusão mais geral, vale mencionar as seguintes conclusões possíveis do presente trabalho:

a) Quanto à obtenção das séries históricas de *SPIs* e análise regional de frequências

De modo geral, a análise regional de frequências possibilitou boa melhora em relação à análise local. Porém, o volume de cálculos necessários para a obtenção das séries históricas é significativamente superior àquele necessário para o cálculo do *SPI*, considerando a formulação original. Ainda assim, caso seja possível a superação dessa dificuldade de cálculo, os resultados obtidos podem ser bastante mais confiáveis que aqueles obtidos a partir da análise local. Além disso, vale mencionar ainda outras conclusões dessa etapa do trabalho:

- O cálculo das séries de *SPIs* baseada na técnica da análise regional de frequências com momentos-L permite, de fato, suprir a carência de dados hidrológicos e fazer boas estimativas de *SPIs*, em especial dos valores mais extremos, situados nas caudas das distribuições de probabilidades. O cálculo mais preciso do índice é de grande interesse para o gestor, na medida em que permitirá verificar quão extrema é aquela situação de secas, o que pode ser distorcido, por meio de uma estimativa equivocada do índice;
- Uma das características das secas é sua abrangência geográfica. O presente estudo permitiu obter mais indícios de que essa característica é ainda mais relevante onde totais pluviométricos são mais reduzidos, mais uma vez aproximando os conceitos de

seca e aridez, os quais, apesar de não se confundirem, remetem a condições que frequentemente ocorrem no mesmo espaço e mesmo tempo;

- A definição de regiões homogêneas no presente trabalho acaba por definir regiões que são semelhantes com relação a seus parâmetros estatísticos (Coeficiente de Variação, Assimetria e Curtose). Esses parâmetros não identificam semelhanças na ciclicidade das secas, o que pode ser ilustrado pelo fato de que na região R1 norte, por exemplo, apesar de os postos Manga e São Francisco estarem situados na mesma região estatisticamente homogêneas, seus espectros de Fourier e Ondaletas são significativamente diferentes.
- Diversas funções de distribuição de probabilidades foram utilizadas no presente trabalho. Esse fato indica que é interessante uma abordagem mais flexível quanto ao cálculo das probabilidades necessárias para a obtenção de séries de *SPIs*. Nem sempre a distribuição Gama terá a flexibilidade necessária para a modelagem estatística de chuvas e secas, e a consideração de outras funções no cálculo do índice, ainda que não se utilize a análise regional, é bastante recomendável.

b) Quanto às análises de séries temporais aplicada às séries de *SPIs*

- A região de estudo caracteriza-se por apresentar grande heterogeneidade das chuvas, no tempo e no espaço. O grande número de fatores que influencia a ocorrência das chuvas na região acaba por dificultar a observação de ciclos evidentes. Esses ciclos flutuam consideravelmente ao longo do tempo e das escalas de oscilação consideradas.
- Não foram encontradas evidências de que, como é comum afirmar-se, as secas estão sendo cada vez mais frequentes, como consequência de mudanças climáticas. Não é esse o comportamento observado na área de estudo por meio da técnica de análise de Ondaletas. Eventualmente, se situações de escassez são mais frequentes do que no passado foram, deve-se questionar se a informação que se difunde com maior eficiência, dando uma aparente sensação de aumento de frequência do fenômeno, ou se as situações de escassez são mais frequentes, fruto da super exploração de mananciais ou fruto da inviabilização de mananciais por contaminação, por exemplo. Efetivamente, na área de estudo não há que se falar que o clima tem sido responsável por aumento da frequência das secas.

- Não foi possível também detectar mudanças na intensidade das secas nos últimos anos. O período de 1970/1971 a 1975/1976 foi considerado o mais extremo, além dos períodos de 2000/2001 e 1962/1963. As análises de ondaletas identificaram a primeira metade dos históricos aqui disponíveis como sendo a etapa sujeita a oscilações mais extremas.
- c) Quanto às análises de séries temporais aplicada às séries de índices climáticos
- A análise dos índices ION, IOS e ODP permitiu constatar valores normalmente observados na literatura. Porém foi observada uma tendência de oscilação de longo prazo do fenômeno ENOS, em especial, quando analisado por meio do índice IOS. Ficou clara uma tendência de oscilação da ordem de 15 anos, corroborando a observação de Torrence e Compo (1998) que levantaram a possibilidade de modulações de 15 anos na ocorrência de extremos de *El Niño*;
- d) Quanto às influências dos índices macroclimáticos sobre as secas na área de estudo
- Foram observados indícios sutis de interferência dos índices climáticos sobre a ocorrência de ciclos dos índices de secas, especialmente uma periodicidade de aproximadamente 4 anos entre as décadas de 1950 a 1965, mais ao norte da área de estudo e defasada em cerca de 5 anos a sudeste. Aparentemente, um complexo sistema de forçantes climáticas age sobre a região;
 - As séries de *SPIs* normalmente apresentam tendência de oscilação plurianual somadas a tendências decadais de oscilação. Apesar disso, não se conseguiu associar com clareza essa periodicidade com os índices climáticos estudados;
 - É evidente a observação de que nos períodos de seca mais extremas observados por meio do *SPI* foi persistente a ocorrência de fase fria do ENOS e da ODP. Não é verdadeira a afirmativa de que, observado ENOS e ODP em fase fria, serão observadas, necessariamente, secas na região de estudo. Porém, é fácil observar que os valores mais extremos de secas são observados persistentemente nessa situação. Da combinação de determinadas condições ainda não identificadas com esses índices climáticos em fase fria, as secas tenderão a ser mais extremas.

7 RECOMENDAÇÕES

Tendo em vista as conclusões do presente trabalho, algumas perspectivas de continuidades podem ser pensadas no intuito de ampliar as possibilidades e aprofundar as conclusões. Em primeiro lugar, com relação ao uso da análise regional de frequências com momentos-L, acredita-se que ele representa um ganho significativo para as estimativas de valores das séries de *SPIs*, na medida em que a exigência de séries históricas bastante longas para as estimativas do terceiro parâmetro de funções de distribuição de probabilidades de valores extremos de precipitações são menores.

Porém, seu cálculo demanda significativo volume de cálculo. Nesse ponto, sugere-se o desenvolvimento de rotinas computacionais que incorporem a análise regional de frequência ao cálculo do *SPI*. Sendo assim, acredita-se estar aumentando a confiabilidade do índice e tornando-o uma ferramenta mais interessante no processo de gestão de secas, uma vez que o índice poderá ser mais fiel à condição de seca meteorológica vivenciada em determinada localidade.

No que diz respeito à definição do comportamento espacial das secas, acredita-se que outras técnicas de análise espacial possam ser empregadas no intuito de compreender o comportamento cíclico desses eventos. A análise regional de frequência com momentos-L possibilita a definição de regiões estatisticamente homogêneas, que são regiões onde as precipitações podem ser modeladas por uma mesma distribuição de probabilidades a menos de um fator de escala (o chamado *index-flood*). Porém não visa definir analisar o comportamento cíclico ou a simultaneidade de diversas séries. Isso pode ser revelado, por exemplo, pelo fato de os postos Manga e São Francisco estarem na mesma região estatisticamente homogêneas e ainda assim, seus espectros de ondaletas serem bastante diferentes.

A análise de componentes principais e a análise de *cluster* foram empregadas por Santos *et al.* (2010) foram dificultadas no presente trabalho, uma vez que elas requerem séries históricas de mesmo tamanho para construir matrizes quadradas e sem falhas. As séries disponíveis na área de estudo são bastante heterogêneas quanto a seu comprimento e acredita-se que a homogeneização delas introduziria significativas incertezas. Sugere-se aprofundar em soluções que permitam a identificação de regiões quanto ao comportamento cíclico das secas.

Quanto à periodicidade das secas e sua evolução ao longo do tempo, sugere-se nesse ponto o emprego de outras técnicas que possibilitem a modelagem dessa frequência e aprofundar nesses resultados com o intuito de confirmar se essa alteração é de fato significativa.

Quanto às influências macro climáticas sobre às séries de *SPIs*, sugere-se ampliar o leque de variáveis intervenientes a serem consideradas. Entende-se que os fenômenos *ENOS* e *ODP* de fato exercem alguma influência sobre valores extremos de secas, porém, a periodicidade desses eventos pode estar associada a uma infinidade de outros fatores que regem o complexo sistema de circulação atmosférica na região.

Outros índices, em especial aqueles que reflitam a interferência do Oceano Atlântico, podem auxiliar a compreender como ocorre a interferência dessa massa de água sobre o regime de secas na região de estudo. A Oscilação do Atlântico Norte e a influência do Atlântico Sul seriam especialmente interessantes em futuras investigações. Ainda que a Oscilação do Atlântico Norte tenha grande influência sobre o clima europeu, ela influencia a entrada de massas de ar na Amazônia, origem de boa parte da umidade que alcança o Sudeste do Brasil, podendo de algum modo chegar a influenciar o clima na região.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALVES, L. M.; MARENGO, J. A.; CAMARGO JR., H.; CASTRO, C. Início da estação chuvosa na região sudeste do Brasil: Parte 1 – Estudos observacionais. *Revista Brasileira de Meteorologia*, v. 20, n. 03, p. 385-394, Dez. 2005.
- ANDREOLI, R. V.; KAYANO, M. T. Tropical Pacific and South Atlantic effects on rainfall variability over northeastern Brazil. *International Journal of Climatology*, v.26, n. 13, p. 1895-1912, Nov. 2006.
- BHALME, H. N.; D. A. MOOLEY. Large-scale drought/floods and monsoon circulation. *Monthly Weather Review*, American Meteorological Society, n. 108, p. 1197–1211, 1980.
- BRASIL. Lei nº 9.433. *Institui a Política Nacional de Recursos Hídricos, cria o Sistema Nacional de Gerenciamento de Recursos Hídricos, regulamenta o inciso XIX do art. 21 da Constituição Federal, e altera o art. 1º da Lei nº 8.001, de 13 de março de 1990, que modificou a Lei nº 7.990, de 28 de dezembro de 1989*. Diário Oficial da República Federativa do Brasil, Brasília: Imprensa Nacional. Jan. 1997.
- BRASIL. Lei nº 9.984. *Dispõe sobre a criação da Agência Nacional de Águas - ANA, entidade federal de implementação da Política Nacional de Recursos Hídricos e de coordenação do Sistema Nacional de Gerenciamento de Recursos Hídricos, e dá outras providências..* Diário Oficial da República Federativa do Brasil, Brasília: Imprensa Nacional. Jul. 2000.
- BRUCE, J. P. Natural disaster reduction and global change. *Bulletin of the American Meteorological Society*, Washington, v. 75, n. 10, p. 1831-1835, Out. 1994.
- BURROUGHS, W. *Climate Change: a Multidisciplinary Approach*. Nova York: Cambridge University Press, 2007. 378 p.
- BYUN, H-R.; WILHITE, D. A. Objective Quantification of Drought Severity and Duration. *Journal of climate*, American Meteorological Society, v. 12, p. 2747-2756, Set. 1999.
- CAVALCANTI, I. F. A.; AMBRIZZI, T. Teleconexões e suas influências no Brasil. In: CAVALCANTI, I. F. A.; FERREIRA, N. J.; SILVA, M. G. A. J.; DIAS, M. A. F. S. (Org.). *Tempo e clima no Brasil*. São Paulo: Oficina de Textos, 2009, cap. 20, p. 317-335.
- DALRYMPLE, T. Flood frequency analysis, Manual of Hydrology: Part 3. *Geological Survey Water Supply Paper*, 1543-A, U.S. Government Printing Office, Washington D.C. 80 p. 1960.
- FEWS (Famine Early Warning System). *Southern Sudan Food Security Emergency*. Disponível em <http://www.fews.net>. 2005a.
- FEWS (Famine Early Warning System). *Niger Food Security Emergency*. Disponível em <http://www.fews.net>. 2005b.
- GABOR, D. Theory of communication. *Journal of Institute of Electronics Engineering*, Londres, v. 93, n. 3, p. 429-457, 1946.

- GIBBS, W. J.; J. V. MAHER. Rainfall deciles as drought indicators. *Bulletin of the Bureau of Meteorology*, Melbourne, n. 48, 1967.
- GOMMES, R.; PETRASSI, F. *Rainfall variability and drought in Sub-Saharan Africa since 1960*. Agro-meteorology series working paper, n. 9, Rome, Italy: Food and Agriculture Organization, 1994.
- GREEN, C. *Handbook of Water Economics: principles and practice*. West Sussex: John Wiley & Sons Ltd., 2003. 443 p.
- GRIMM, A. M. Variabilidade interanual do clima no Brasil. In: CAVALCANTI, I. F. A.; FERREIRA, N. J.; SILVA, M. G. A. J.; DIAS, M. A. F. S. (Org.). *Tempo e clima no Brasil*. São Paulo: Oficina de Textos, 2009, cap. 22, p. 353-374.
- GROSSMAN, A. Wavelet transforms and edge detection. In: BLANCHARD, P. (Ed.). *Stochastic Processes in Physics and Engineering*. Boston: Reidel, 1988.
- GROSSMAN, A.; MORLET, J. Decomposition of Hardy functions into square integrable wavelets of constant shape. *SIAM Journal on Mathematical Analysis*, v. 15, n.4, p. 723-736, Jul. 1984.
- GROSSMAN, A.; MORLET, J. Decomposition of functions into wavelets of constants shape. In: STREIT, L. (Ed.). *Mathematics and physics, Lectures on recent results*. Singapura: World Specific, 1985, p. 135-165.
- GUTTMAN, N. B. Comparing the Palmer Drought Index and the Standardized Precipitation Index. *Journal of the American Water Resources Association*, v. 34, n. 01, p. 113-121, Fev. 1998.
- HAAN, C. T. *Statistical Methods in Hydrology*. Ames (IA): The Iowa University Press, 1977. 378 p.
- HAYES, M. J. What is Drought, 2006. *National Drought Mitigation Center*. EUA. Disponível em <<http://www.drought.unl.edu/whatis/indices.htm>>. Acesso em Nov. 2010.
- HEWITT, K. *Regions at Risk: A Geographical Introduction to Disasters*. Essex: Longman. 1997. 389 p.
- HOLLINGER, S. E.; ISARD, S. A.; WELFORD, M. R. A new soil moisture drought index for predicting crop yields. In: CONFERENCE. ON APPLIED CLIMATOLOGY, 8., Anaheim [Manuscrito] CA: American Meteorological Society, p. 187-190, 1993.
- HOSKING, J. R. *L-moments: Fortran routines for use with the method of L-moments*, 2005. Disponível em: <<http://lib.stat.cmu.edu/general/lmoments>>. Acesso em: Out. 2010.
- HOSKING, J. R. M. e WALLIS, J. R. *Regional frequency analysis: an approach based on L-Moments*. Cambridge: Cambridge University Press, 1997. 224 p.
- HUDGINS, L.; FRIEHE, C. A.; MAYER, M. E. Wavelet transforms and atmospheric turbulence. *Physical Review Letters*, v. 71, n. 20, p. 3279-3282, Nov. 1993.

KARUNAKARA, U. Famine in Somalia: a man-made crisis. *The Guardian*, Set. 2011, Disponível em <http://www.guardian.co.uk/commentisfree/2011/sep/02/famine-somalia-africa-international-aid>.

KAYANO, M. T.; ANDREOLI, R. V. Relations of South American summer rainfall interannual variations with Pacific Decadal Oscillation. *International Journal of Climatology*, v.27, n. 04, p. 531-540, Set. 2006.

KAYANO, M. T.; ANDREOLI, R. V. Variabilidade decenal a multidecenal. In: CAVALCANTI, I. F. A.; FERREIRA, N. J.; SILVA, M. G. A. J.; DIAS, M. A. F. S. (Org.). *Tempo e clima no Brasil*. São Paulo: Oficina de Textos, 2009, cap. 23, p. 375-383.

LABAT, D. Recent advances in wavelet analyses: Part 1. A review of concepts. *Journal of Hydrology*, v. 314, n. 1-4, p. 275-288, Nov. 2005.

MACKAY, K. T. *Information, mechanism and meaning*. Cambridge: MIT, 1969. 206 p.

MALLAT, S. *A wavelet tour of signal processing*. 3 ed. Burlington: Academic Press / Elsevier, 2008. 851 p.

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*, Washington, v. 78, p. 1069-1079, 1997.

MANTUA, N. *The Pacific Decadal Oscillation (PDO)*, 2000. Disponível em: <<http://jisao.washington.edu/pdo/>>. Acesso em: 18 nov. 2011.

MANTUA, N. *PDO Index*, 2011. Disponível em: <<http://jisao.washington.edu/pdo/PDO.latest>>. Acesso em: 01 ago. 2011.

MARENGO, J. A. Interdecadal variability and trends of rainfall across the Amazon basin. *Theoretical and Applied Climatology*, v. 78, n. 1-3, p. 79-96, Jun. 2004.

MASSEI, N.; LAIGNEL, B.; ROSERO, E.; MOTELAY-MASSEI, A.; DELOFFRE, J.; YANGB, Z.-L.; ROSSI, A. A wavelet approach to the short-term to pluri-decennial variability of streamflow in the Mississippi river basin from 1934 to 1998. *International Journal of Climatology*, v. 31, n. 1, p. 31-43, Jan. 2009.

MASSEI, N.; LAIGNEL, B.; DELOFFRE, J.; MESQUITA, J.; MOTELAY, A.; LAFITE, R.; DURAND, A. Long-term hydrological changes of the Seine River flow (France) and their relation to the North Atlantic Oscillation over the period 1950-2008. *International Journal of Climatology*, vol. 30, issue 14, p. 2146-2154, Nov. 2010.

MCKEE, T.B.; DOESKEN, N.J.; KLEIST, J. The Relationship of Drought Frequency and Duration to Time Scales. In: CONFERENCE ON APPLIED CLIMATOLOGY, 8., 1993, Anaheim, CA: American Meteorological Society, 1993.

MEYER, Y. Principe D'Incertitude, Bases Hilbertiennes et Algebres D'Operateurs. In: SÉMINAIRE BOURBAKI, 28, 1985-1986, Paris: Société Mathématique de France, exp. n. 662, p. 209-223, Fev. 1985.

- MEYER, Y. Ondelettes et fonctions splines. In: SÉMINAIRE EQUATIONS AUX DERIVÉES PARTIELLES, 17, 1986-1987, Paris: École Polytechnic, exp. n. 6, p. 1-18, Dez. 1986.
- MEYER, Y. Ondelettes et fonctions splines. In: SÉMINAIRE EQUATIONS AUX DERIVÉES PARTIELLES, Palaiseau: Ecole Polytechnic, 1986.
- MEYER, Y. *Wavelets and operator*. Paris: CEREMADE, n. 8704, 1987.
- MEYER, Y. Orthonormal Wavelets. In: CONGRESS INTERNATIONAL PHYSICS AND MATHEMATICS, Swansea, Jul. 1988.
- MEYER, S. J.; HUBBARD, K. G.; WILHITE, D. A. The development of a crop specific drought index for corn. Part I: Model development and validation. *Agronomy Journal*, n. 85, p. 388-395, 1993.
- MEYERS, S. D.; KELLY, B. G.; O'BRIEN, J. J. An introduction to wavelet analysis in oceanography and meteorology: With application to the dispersion of Yanai waves. *Monthly Weather Review*, American Meteorological Society, v. 121, p. 2858-2866, Mai. 1993.
- MISHRA, A. K., SINGH, V. P. A review of drought concepts. *Journal of Hydrology*, v. 391, n. 1-2, p. 202-216, Set. 2010.
- MISITI, M.; MISITI, Y.; OPPENHEIM, G.; POGGI, J-M. *Wavelet Toolbox For Use with MATLAB – User's guide*. Natick: Mathworks, 2006.
- MORETTIN, P. A. *Ondas e ondaletas: da análise de Fourier à análise de ondaletas*. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, 1999. 275 p.
- MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. *Análise de séries temporais*. São Paulo: Edgard Blucher, 2006. 538 p.
- MORID, S.; SMAKHTIN, V.; MOGHADDASI, M. Comparison of seven meteorological indices for drought monitoring in Iran. *International Journal of Climatology*, n. 26, p. 971-985, 2006.
- MORLET, J. Sampling theory and wave propagation. In: ANNUAL MEETING, 51, 1981, Los Angeles: SOC. EXPLOR. GEOPHYSICS, 1981.
- MOLET, J. Sampling theory and wave propagation. In: CHEN, C. H. (coord.). *Issues on Acoustic Signal/Image Processing and Recognition*. Verlag: Springer, 1983. p. 233-261.
- NAGHETTINI, M.; PINTO, E. J. A. *Hidrologia estatística*. Belo Horizonte: CPRM, 2007. 552 p.
- NERC. *Flood Studies Report*. Londres: National Environmental Research Council, Vol. 01, 1975.
- NIMER, E. Circulação atmosférica do Brasil: contribuição ao estudo da climatologia do Brasil. *Revista Brasileira de Geografia*, v. 28, n. 3, p. 232-250, Set. 1966.

NIMER, E. Climatologia da região sudeste do Brasil: Introdução à climatologia dinâmica. *Revista Brasileira de Geografia*, v. 34, n. 1, p. 3-48, Set. 1972.

NOAA (National Oceanic and Atmospheric Administration). *Sea Surface Temperature Anomalies*, 1998. Disponível em: <http://www.pmel.noaa.gov/tao/el_nino/la_nina_anomaly.html>. Acesso em: 01/08/2011.

NOAA (National Oceanic and Atmospheric Administration). *El Niño Regions*, 2005. Disponível em: <http://www.cpc.ncep.noaa.gov/products/analysis_monitoring/ensostuff/nino_regions.shtml>. Acesso em: 01/08/2011.

NOAA (National Oceanic and Atmospheric Administration). *Cold and warm episodes by season*, 2011. Disponível em: <http://www.cpc.ncep.noaa.gov/products/analysis_monitoring/ensostuff/ensoyears.shtml>. Acesso em: 01 ago. 2011.

NOAA (National Oceanic and Atmospheric Administration). *Stand Tahiti – Stand Darwin: Sea Level press anomaly*. Disponível em: <<http://www.cpc.ncep.noaa.gov/data/indices/soi>>. Acesso em: 01 ago. 2011.

NUNES, L. H.; VICENTE, A. K.; CANDIDO, D. H. Clima na Região Sudeste do Brasil. In: CAVALCANTI, I. F. A.; FERREIRA, N. J.; SILVA, M. G. A. J.; DIAS, M. A. F. S. (Org.). *Tempo e clima no Brasil*. São Paulo: Oficina de Textos, 2009, cap. 16, p. 243-258.

OBASI, G. O. P. WMO's role in the international decade for natural disaster reduction. *Bulletin of the American Meteorological Society*, Washington, v. 75, n. 9, p. 1655-1661, Set. 1994.

PALMER, W. C. *Meteorological Drought*. Research Paper, n. 45. Washington, DC: US Department of Commerce Weather Bureau, 1965.

PALMER, W. C. Keeping track of crop moisture conditions, nationwide: The new crop moisture index. *Weatherwise*, n. 21, p. 156-161, 1968.

PERCIVAL, D. P. On estimation of the wavelet variance. *Biometrika*, v. 82, n. 3, p. 619-631, Mar. 1995.

PEREIRA, L. S.; CORDERY, I.; IACOVIDES, . *Coping with water scarcity*. Paris: UNESCO, 2002.

PEREIRA, E. B.; LIMA, J. H. G. (Organizadores) *Solar and Wind Energy Resource Assessment in Brazil*. São José dos Campos: INPE, Mai. 2008.

PERRIER, V.; PHILIPOVITCH, T.; BASDEVANT, C. Wavelet spectra compared to Fourier spectra. *Journal of Mathematical Physics*, v. 36, n. 3, p. 1506-1519. Mai. 1995.

PIELKE, R. A.; DOESKEN, N.; BLISS, O.; GREEN, T.; CHAFFIN, C.; SALAS, J. D.; WOODHOUSE, C. A.; LUKAS, J. J.; WOLTER, K. Drought 2002 in Colorado: An Unprecedented Drought or a Routine Drought? *Pure and applied geophysics*. n. 162, p. 1455-1479, 2005.

PINTO, E. J. A. Estudo de indicadores climáticos para a previsão de longo termo de vazões na bacia do alto São Francisco. Tese de Doutorado. SMARH/UFMG, 2005.

PNUD. *Drought Risk and Development Policy*. In: ISDR EXPERT WORKSHOP DROUGHT RISK AND DEVELOPMENT. Artigo de discussão. Nairobi: PNUD e ONU, 2005.

ROBERTSON, A.W.; MECHOSO, C. R. Interannual and Decadal Cycles in River Flows of Southeastern South America. *Journal of climate*, v. 11, n. 10, p. 2570-2581, Out. 1998.

SANTOS, J. F.; PULIDO-CALVO, I.; PORTELA, M. M. Spatial and temporal variability of droughts in Portugal. *Water Resources Research*, v. 46, n. 03503, p. 1-13, Mar. 2010.

SHAFER, B. A.; DEZMAN, L. E. Development of a surface water supply index (SWSI) to assess the severity of drought conditions in snow pack runoff areas. In: PROCEEDINGS OF THE WESTERN SNOW CONFERENCE, p. 164-175, 1982.

SMAKHTIN, V. U.; SCHIPPER, E. L. F. Droughts: the impact of semantics and perceptions. *Water Policy*, Colombo: Sri Lanka, IWA, n. 10, p. 131-143. 2008.

TORRENCE, C.; COMPO, G. P. A practical guide to wavelet analysis. *Bulletin of the American Meteorological Society*, Washington, v. 79, n. 1, p. 61-78, Jan. 1998.

TUCCI, C. E. M. *Regionalização de vazões*. Porto Alegre: Ed. Universidade/UFRGS, 2002. 256 p.

VALE DO SÃO FRANCISCO, 2011. Disponível em: <www.valedosaoofrancisco.com.br>. Acesso em: 06 jun. 2011.

VAN ROOY, M. P. A rainfall anomaly index independent of time and space. *Notos*, v. 14, n. 43. 1965.

WEGHORST, K. M. *The reclamation drought index: Guidelines and practical applications*. Denver, CO: Bureau of Reclamation, p. 1-6, 1996.

WILHITE, D. A. The enigma of drought. In: WILHITE, D. A. (Org.). *Drought assessment, management, and planning: theory and case studies*. Londres, Reino Unido: Kluwer Academic Publishers, 1993, cap. 01, p. 03-16.

WILHITE, D. A.; SVOBODA, M. D.; HAYES, M. J. Understanding the complex impacts of drought: A key to enhancing drought mitigation and preparedness. *Water Resources Management*. n. 21, p. 763-774, Jan. 2007.

WILHITE, D. A.; KNUTSON, C. L. Drought management planning: conditions for success. *Options Méditerranéennes*, serie A. n. 80, p. 141-148, 2008.

WILKS, D. S. *Statistical methods in the atmospheric science*. Nova York: Academic Press, 1995. 648 p.

YANG T.; XU C-Y.; SHAO Q.; CHEN, X.; LU G-H.; HAO Z-C. Temporal and spatial patterns of low-flow changes in the Yellow River in the last half century. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, v. 24, n. 2, p. 297-309, Mai. 2009.

YEVJEVICH, V. An Objective Approach to Definitions and Investigations of Continental Hydrologic Drought. *Hydrology Paper*, Fort Collins: Colorado State University, n. 23, 1967.

ANEXO I – POSTOS PLUVIOMÉTRICOS ESTUDADOS

Código	Nome	Latitude	Longitude	Altitude	Anos	Meses Faltantes
01443000	BOCA DA CAATINGA	-14,786389	-43,551389	425	38	1
01443001	MANGA	-14,756667	-43,932222	452	68	0
01443002	CARINHANHA	-14,304444	-43,768056	440	46	85
01444000	SAO GONCALO	-14,313611	-44,460278	475	60	8
01444001	CAPITANEA (VARZEA DA LARGA)	-14,423056	-44,483611	523	55	1
01444003	MIRAVANIA	-14,747500	-44,411111		40	1
01444004	JUVENILIA (PCD)	-14,262778	-44,160833	440	42	11
01444005	LAGOA DAS PEDRAS	-14,280556	-44,409444	450	38	1
01444017	FAZENDA PORTO ALEGRE	-14,268333	-44,521667	500	59	23
01543002	COLONIA JAIBA	-15,341111	-43,675278	450	45	1
01543013	JANAUBA	-15,775556	-43,279722	498	38	1
01544012	SAO FRANCISCO	-15,949444	-44,868056	448	69	0
01544017	PEDRAS DE MARIA DA CRUZ	-15,600556	-44,395833		34	1
01544018	FAZENDA CANADA	-15,021944	-44,054722		32	1
01544019	SAO JOAO DA PONTE	-15,930278	-44,004167		31	1
01546000	ARINOS	-15,924444	-46,109722	492	44	2
01546001	BURITIS-JUSANTE	-15,615833	-46,415000		27	77
01546005	CABECEIRAS	-15,800833	-46,924722	900	33	1
01643020	CAPITAO ENEAS	-16,322222	-43,715000		31	1
01644027	BRASILIA DE MINAS-JUSANTE	-16,206389	-44,425278		32	1
01644028	SAO JOAO DA VEREDA	-16,702500	-44,117222		30	15
01645000	SAO ROMAO(PCD)	-16,371667	-45,082778	472	54	1
01645002	SANTO INACIO	-16,281667	-45,414167	460	44	8
01645003	BARRA DO ESCURO	-16,268611	-45,237778	437	49	22
01645005	VILA URUCUIA	-16,300278	-45,742222	447	40	1
01645007	PORTO ALEGRE	-16,906944	-45,382500	499	53	3
01645009	CACHOEIRA DA MANTEIGA	-16,656944	-45,080833		31	1
01645013	FAZENDA AGUA BRANCA	-16,807222	-45,030278		32	1
01646000	PORTO DOS POCOES	-16,829722	-46,322222	540	41	23
01646001	UNAI	-16,351389	-46,889722		46	26
01646003	SANTO ANTONIO DO BOQUEIRAO	-16,529722	-46,721111		28	11
01646004	FAZENDA O RESFRIADO	-16,502778	-46,662778		30	37
01647008	FAZENDA LIMEIRA	-16,208889	-47,232500		30	42
01744009	VARZEA DA PALMA	-17,593611	-44,716111	498	61	60
01744010	LASSANCE	-17,890000	-44,576667	536	59	72
01745000	CAATINGA	-17,145833	-45,880278	502	42	27
01745001	CACHOEIRA DO PAREDAO	-17,111111	-45,437778	520	40	1
01745007	PORTO DO CAVALO	-17,026944	-45,540556	473	33	1
01746001	PORTO DA EXTREMA	-17,030833	-46,013611	510	43	11
01746002	SANTA ROSA	-17,255278	-46,473889	490	39	1
01746006	PONTE DA BR-040	-17,663611	-46,355000		33	0
01746007	PONTE DA BR-040	-17,502778	-46,571667		33	0

Código	Nome	Latitude	Longitude	Altitude	Anos	Meses Faltantes
01747005	GUARDA-MOR	-17,772500	-47,098611		33	0
01843000	USINA PARAUNA	-18,635556	-43,965833	648	65	0
01843002	GOUVEA	-18,465556	-43,743056	1200	65	6
01844001	SANTO HIPOLITO	-18,300000	-44,222778	510	66	0
01844009	PRESIDENTE JUSCELINO-JUSANTE	-18,643889	-44,048056	633	32	11
01844010	PONTE DO LICINIO-JUSANTE	-18,671389	-44,191389	560	33	1
01845002	FAZENDA SAO FELIX	-18,464444	-45,646667	760	36	26
01845004	LAGOA DO GOUVEIA	-18,841389	-45,851389	1035	32	1
01845013	SAO GONCALO DO ABAETE	-18,343611	-45,836667	836	47	11
01845014	TIROS	-18,999722	-45,966111	1030	47	11
01845021	CANOEIROS	-18,038333	-45,523611	760	30	11
01846003	MAJOR PORTO	-18,706944	-46,036944	672	38	1
01846005	PRESIDENTE OLEGARIO	-18,412500	-46,422222		32	1
01846015	VAZANTE	-17,988333	-46,911111		42	79
01846016	PONTE FIRME	-18,033889	-46,419444		48	10
01846017	LEAL DE PATOS	-18,641111	-46,334444		48	10
01943000	MINERACAO MORRO VELHO	-19,979167	-43,850000	770	61	46
01943004	JABOTICATUBAS	-19,520556	-43,744444	716	65	9
01943006	SABARA	-19,893056	-43,815000	720	64	24
01943009	VESPASIANO	-19,687222	-43,920833	676	66	0
01943010	CAETE	-19,900556	-43,667500	840	66	0
01943022	CAIXA DE AREIA	-19,945000	-43,912500	950	62	45
01943023	TAQUARACU	-19,663889	-43,688056	710	65	0
01943024	JOSE DE MELO	-19,689722	-43,585556	825	62	7
01943035	VAU DA LAGOA	-19,218889	-43,588056	1090	51	1
01943042	FAZENDA CARAIBAS	-19,119722	-43,837500	700	29	32
01943049	PONTE RAUL SOARES	-19,561389	-43,917778	652	33	1
01944004	PONTE NOVA DO PARAPEBA	-19,955556	-44,306667	721	66	0
01944007	FAZENDA ESCOLA FLORESTAL	-19,879722	-44,421667	745	62	46
01944009	PEDRO LEOPOLDO	-19,634444	-44,053333	698	66	0
01944010	HORTO FLORESTAL	-19,268056	-44,401667	733	51	21
01944011	JAGUARUNA-JUSANTE (ON?A)	-19,728056	-44,806667	684,9	61	55
01944020	PIRAPAMA	-19,013056	-44,036667	635	35	11
01944021	VELHO DA TAIPA	-19,696111	-44,929444	585	48	1
01944024	FAZENDA VARGEM BONITA	-19,237222	-44,123056	636	46	1
01944026	BARRO PRETO	-19,964167	-44,451944	846,7	37	1
01944027	JUATUBA	-19,955556	-44,334444	716	34	34
01944031	PONTE DA TAQUARA	-19,423333	-44,548333	624,3	33	1
01944032	PITANGUI	-19,684444	-44,878889	696	30	26
01944048	MATEUS LEME	-19,991667	-44,423889	868,6	26	81
01944049	PAPAGAIOS	-19,428333	-44,719722	703	31	1
01944055	BETIM-COPASA	-19,973333	-44,188056	822	29	26
01945002	BARRA DO FUNCHAL	-19,394722	-45,884444	720	54	0
01945004	ESTACAO ALVARO DA SILVEIRA	-19,751667	-45,116944	648	46	47

Código	Nome	Latitude	Longitude	Altitude	Anos	Meses Faltantes
01945008	BOM DESPACHO	-19,742500	-45,255000	750	32	1
01945019	DORES DO INDAIA (CVSF)	-19,468611	-45,601667	692	47	11
01945035	ABAETE	-19,163056	-45,442500	565	32	1
01946000	TAPIRAI-JUSANTE	-19,879444	-46,032778	670	62	36
01946009	SAO GOTARDO	-19,315278	-46,044444		32	1
02043002	LAGOA GRANDE (MMV)	-20,179167	-43,942778	1350	65	0
02043004	RIO DO PEIXE (MMV)	-20,137778	-43,892500	1097	63	24
02043005	CONSELHEIRO LAFAIETE	-20,665000	-43,777778	996	30	137
02043013	CONGONHAS-MONTANTE	-20,521944	-43,830000	871	64	15
02043042	REPRESA DAS CODORNAS (MMV)	-20,164722	-43,891944		30	1
02043043	REPRESA DO MIGUELAO (MMV)	-20,292778	-43,950278		30	1
02044002	ITAUNA-MONTANTE	-20,071389	-44,570278	859	48	94
02044003	CARMO DO CAJURU	-20,192222	-44,793611	746	65	7
02044006	DIVINOPOLIS	-20,136944	-44,891944	672	59	84
02044007	ENTRE RIOS DE MINAS	-20,661111	-44,070556	885	65	0
02044008	MELO FRANCO	-20,197778	-44,120833	761	65	0
02044009	FAZENDA CAMPO GRANDE	-20,625278	-44,433333	915	64	10
02044012	IBIRITE	-20,042778	-44,043333	1073	62	1
02044016	FAZENDA BENEDITO CHAVES	-20,169167	-44,515000	944	37	1
02044019	FAZENDA VISTA ALEGRE	-20,051389	-44,451667	913,4	37	1
02044020	CALAMBAU	-20,068333	-44,492222	943	37	1
02044021	ALTO DA BOA VISTA	-20,105556	-44,401111	905,2	34	1
02044024	FAZENDA CURRALINHO	-20,007500	-44,331111	786,1	34	1
02044026	FAZENDA COQUEIROS	-20,129722	-44,474444	974,7	33	1
02044040	USINA JOAO RIBEIRO	-20,635278	-44,048889	850	33	1
02044041	FAZENDA LARANJEIRAS	-20,102222	-44,484722	894,7	30	1
02044042	CARMO DA MATA (ETA-COPASA)	-20,562500	-44,867500	749	30	1
02044043	ESTIVA	-20,000278	-44,461667	806,8	30	1
02044047	SERRA DA SAUDADE	-20,023889	-44,468056	838,4	29	1
02045001	BAMBUI	-20,021111	-45,966111	654	66	2
02045002	IGUATAMA	-20,178889	-45,700278	606	63	34
02045005	LAMOUNIER	-20,472222	-45,036111	738	66	0
02045010	ARCOS (COPASA)	-20,294722	-45,542778	791	32	1
02045011	LAGOA DA PRATA	-20,036667	-45,535278	658	32	1
02045012	PIUM-I	-20,461944	-45,945000	806	32	1
02045013	SANTO ANTONIO DO MONTE	-20,084444	-45,296667	950	32	1
02046007	FAZENDA AJUDAS	-20,101667	-46,055000	705	65	12
02046013	VARGEM BONITA	-20,330000	-46,366111	743	32	1

ANEXO II – DISTRIBUIÇÃO PROBABILIDADES COM MOMENTOS-L

- **Distribuição Generalizada Logística:** descrita pelas equações (II.1) e (II.2); os parâmetros de posição, escala e forma (ξ , α , e κ , respectivamente) podem ser obtidos a partir de momentos-L e razões-L, como mostrado nas equações de (II.3) a (II.5).

$$f(x) = \frac{\alpha^{-1} e^{-(1-k)y}}{(1 + e^{-y})^2} \quad (\text{II.1})$$

$$y = \begin{cases} -k^{-1} \log[1 - k(x - \xi)/\alpha], & k \neq 0 \\ (x - \xi)/\alpha, & k = 0 \end{cases} \quad (\text{II.2})$$

$$k = -\tau_3 \quad (\text{II.3})$$

$$\alpha = \frac{\lambda_2 \text{sen}(k\pi)}{k\pi} \quad (\text{II.4})$$

$$\xi = \lambda_1 - \alpha \left(\frac{1}{k} - \frac{\pi}{\text{sen}(k\pi)} \right) \quad (\text{II.5})$$

- **Distribuição Generalizada Normal:** é caracterizada pelas equações II.6 a II.8; os parâmetros de posição, escala e forma (ξ , α , e κ , respectivamente) também podem ser obtidos a partir dos momentos-L, contudo as razões-L são estimadas por meio de aproximações e uso de coeficientes. Para maiores detalhes sugere-se ao leitor consultar Hosking e Wallis (1997).

$$f(x) = \frac{e^{-ky - y^2/2}}{\alpha \sqrt{2\pi}} \quad (\text{II.6})$$

$$y = \begin{cases} -k^{-1} \log[1 - k(x - \xi)/\alpha], & k \neq 0 \\ (x - \xi)/\alpha, & k = 0 \end{cases} \quad (\text{II.7})$$

- **Distribuição Generalizada de Valores Extremos:** é caracterizada pelas equações II.8 e II.9; os parâmetros de posição, escala e forma (ξ , α , e κ , respectivamente) também podem ser obtidos a partir dos momentos-L e razões-L, conforme as equações de II.11 a II.14.

$$f(x) = \alpha^{-1} e^{-(1-k)y - e^{-y}} \quad (\text{II.9})$$

$$y = \begin{cases} -k^{-1} \log[1 - k(x - \xi)/\alpha], & k \neq 0 \\ (x - \xi)/\alpha, & k = 0 \end{cases} \quad (\text{II.10})$$

$$\lambda_1 = \xi + \alpha [1 - \Gamma(1 + k)]/k \quad (\text{II.11})$$

$$\lambda_2 = \alpha(1 - 2^{-k}) \Gamma(1 + k)/k \quad (\text{II.12})$$

$$\tau_3 = 2(1 - 3^{-k})/(1 - 2^{-k}) - 3 \quad (\text{II.13})$$

$$\tau_4 = [5(1 - 4^{-k}) - 10(1 - 3^{-k}) + 6(1 - 2^{-k})]/(1 - 2^{-k}) \quad (\text{II.14})$$

- **Distribuição Pearson Tipo III:** é caracterizada pelas equações II.15 a II.17; os parâmetros de posição, escala e forma (μ , σ , $e\gamma$, respectivamente) podem ser obtidos conforme as equações de II.18 e II.19.

$$f(x) = \frac{(x - \xi)^{\alpha-1} e^{-(x-\xi)/\beta}}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)}, \quad \text{se } \gamma > 0 \quad (\text{II.15})$$

$$f(x) = \phi\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right), \quad \text{se } \gamma = 0 \quad (\text{II.16})$$

$$f(x) = \frac{(\xi - x)^{\alpha-1} e^{-(\xi-x)/\beta}}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)}, \quad \text{se } \gamma < 0 \quad (\text{II.17})$$

$$\text{Se } \gamma \neq 0, \begin{cases} \alpha = 4/\gamma^2 \\ \beta = 1/2 \sigma |\gamma|, \\ \xi = \mu - 2\sigma/\gamma \end{cases} \quad (\text{II.18})$$

$$\text{Se } \gamma = 0 \rightarrow \text{Distribuição Normal Padrão} \quad (\text{II.19})$$

ANEXO III – ROTINAS COMPUTACIONAIS PARA O MATLAB, UTILIZADA PARA GERAÇÃO DOS ESPECTROS DE ONDALETAS

WAVETEST Exemplo para o Matlab de rotina para cálculo da transformada contínua de ondaleta

ADAPTADO POR MARCUS SUASSUNA SANTOS PARA ANÁLISE DE ONDALETAS DE SÉRIES DE *SPIs* OBTIDAS A PARTIR DE DADOS DE PRECIPITAÇÃO NA PARCELA MINEIRA DA BACIA DO RIO SÃO FRANCISCO

Copyright (C) 1995-1998, Christopher Torrence and Gilbert P. Compo
University of Colorado, Programa de Ciências Oceânicas e Atmosféricas

“This software may be used, copied, or redistributed as long as it is not sold and this copyright notice is reproduced on each copy made. This routine is provided as is without any express or implied warranties whatsoever”

Exemplo: São Francisco *SPI-9*Móvel

```
%Em primeiro lugar: carregar dado na workspace

Y = SFranciscoSPI9Corrido;% Y = série de SPI-9 obtida no posto São
Francisco

%Cálculo
% Normalizar a partir do desvio padrão

variance = std(Y)^2;
n = length(Y);
dt = 1/12 ;
time = [0:length(Y)-1]*dt + 1939; % Construir vetor tempo
xlim = [1939,2007]; % Limite de plotagem
pad = 1; % Preencher a série com zeros
dj = 0.25; % Realizar um cálculo de transformada a cada intervalo de
tempo
s0 = dt; % Escala inicial
j1 = 9/dj; % Número de escalas
lag1 = 0.72; % Lag-1 para autocorrelação para ruído vermelho no fundo
mother = 'Morlet'; % Seleção da função de Morlet para a análise

% Transformada de Ondaleta
[wave,period,scale,coi] = wavelet(Y,dt,pad,dj,s0,j1,mother);
power = (abs(wave)).^2 ; % Cálculo do Espectro de Ondaletas

% Nível de segurança
[signif,fft_theor] = wave_signif(1.0,dt,scale,0,lag1,-1,-1,mother);
sig95 = (signif')*(ones(1,n)); % Expandir significância --> (J+1)x(N)
array
```

```

sig95 = power ./ sig95;          % Onde a razão for > 1, a potência é
significativa

% Espectro Global e Níveis de Significância
global_ws = variance*(sum(power')/n); % Média ao longo dos tempos
dof = n - scale; % Correção nas bordas em virtude do preenchimento com
zeros
global_signif = wave_signif(variance,dt,scale,1,lag1,-1,dof,mother);

% Média ao longo das escalas, no período tido como crítico
avg = find((scale >= 1) & (scale <64));
Cdelta = 0.776;% Para função Morlet
scale_avg = (scale)*(ones(1,n)); % Expandir escala -->Vetor (J+1)x(N)
scale_avg = power ./ scale_avg; % [Eqn(24)]
scale_avg = variance*dj*dt/Cdelta*sum(scale_avg(avg,:)); % [Eqn(24)]
scaleavg_signif = wave_signif(variance,dt,scale,2,lag1,-1,[2,7.9],mother);

whos

%----- Plotagem

%--- Plotar séries históricas
subplot('position',[0.1 0.75 0.65 0.2])
plot(time,Y)
set(gca,'XLim',xlim(:))
xlabel('Tempo (Anos)')
ylabel('SPI')
title('a) SPI em São Francisco 9 Meses Corridos')
holdoff

%--- Plotar contornos do espectro de ondaletas
subplot('position',[0.1 0.37 0.65 0.28])
levels = [0.0625,0.125,0.25,0.5,1,2,4,8,16] ;
Yticks = 2.^(fix(log2(min(period))):fix(log2(max(period))));
contourf(time,log2(period),log2(power),log2(levels)); %*** or use
'contourfill'
%imagesc(time,log2(period),log2(power)); %*** uncomment for 'image' plot
xlabel('Tempo (Anos)')
ylabel('Período (Anos)')
title('b) Espectro de Ondaletas de SPI')
set(gca,'XLim',xlim(:))
set(gca,'YLim',log2([min(period),max(period)]), ...
'YDir','reverse', ...
'YTick',log2(Yticks(:)), ...
'YTickLabel',Yticks)
% Contornos do interval de significância de 95%
holdon
contour(time,log2(period),sig95,[-99,1],'k');
holdon
% Cone de Onfluência
plot(time,log2(coi),'k')
holdoff

%--- Plotar Espectro Global de Ondaletas
subplot('position',[0.77 0.37 0.2 0.28])
plot(global_ws,log2(period))
holdon
plot(global_signif,log2(period),'--')
holdoff

```

```

xlabel('Potência (degC^2)')
title('c) Espectro Global de Ondaletas')
set(gca,'YLim',log2([min(period),max(period)]), ...
'YDir','reverse', ...
'YTick',log2(Yticks(:)), ...
'YTickLabel','')
set(gca,'XLim',[0,1.25*max(global_ws)])

%--- Plotar variância ao longo das escalas preponderantes
subplot('position',[0.1 0.07 0.65 0.2])
plot(time,scale_avg)
set(gca,'XLim',xlim(:))
xlabel('Tempo (Anos)')
ylabel('Variância Média (degC^2)')
title('d) Média da Variância ao longo das escalas 1 a 64anos')
holdon
plot(xlim,scaleavg_signif+[0,0], '--')
holdoff

% Fim

```

WAVE_BASES 1D Wavelet functions Morlet, Paul, or DOG

```
[DAUGHTER,FOURIER_FACTOR,COI,DOFMIN] = ...  
wave_bases(MOTHER,K,SCALE,PARAM);
```

Realiza os calculos de funções de ondaletas na frequência de Fourier, utilizada para a obtenção da transformada de ondaleta.

Programa é chamado diretamente pela função WAVELET

ENTRADAS:

MOTHER = função 'MORLET', 'PAUL' ou 'DOG'
K = vetor frequencias de Fourier na qual a ondaleta é calculada
SCALE = escala de ondaleta
PARAM = parâmetro adimensional para função de ondaleta

SAÍDAS:

DAUGHTER = vetor função de ondaleta
FOURIER_FACTOR = razão entre period de Fourier e escala
COI = cone de influência
DOFMIN = graus de liberdade para cada ponto no espectro de ondaleta (2para Morlet e Paul, ou 1 para DOG)

Copyright (C) 1995-1998, Christopher Torrence and Gilbert P. Compo
University of Colorado, Programa de Ciências Oceânicas e Atmosféricas

“This software may be used, copied, or redistributed as long as it is not sold and this copyright notice is reproduced on each copy made. This routine is provided as is without any express or implied warranties whatsoever”

```
function [daughter, fourier_factor, coi, dofmin] = ...  
    wave_bases(mother, k, scale, param);  
  
mother = upper(mother);  
n = length(k);  
  
if (strcmp(mother, 'MORLET')) %----- Selecciona função Morlet para a Análise  
if (param == -1), param = 6.;, end  
    k0 = param;  
expnt = -(scale.*k - k0).^2/2.*(k > 0.);  
norm = sqrt(scale*k(2)) * (pi^(-0.25)) * sqrt(n); %--Calcula energia média  
daughter = norm*exp(expnt);  
daughter = daughter.*(k > 0.);  
fourier_factor = (4*pi)/(k0 + sqrt(2 + k0^2)); % Converte para escala de  
Fourier  
coi = fourier_factor/sqrt(2); % Cone de influência  
dofmin = 2; % Graus de liberdade  
elseif (strcmp(mother, 'PAUL')) %---- Selecciona função Paul para a Análise  
if (param == -1), param = 4.;, end  
    m = param;  
expnt = -(scale.*k).*(k > 0.);  
norm = sqrt(scale*k(2)) * (2^m/sqrt(m*prod(2:(2*m-1)))) * sqrt(n);
```

```

daughter = norm*((scale.*k).^m).*exp(expnt);
daughter = daughter.*(k > 0.);
    fourier_factor = 4*pi/(2*m+1);
coi = fourier_factor*sqrt(2);
dofmin = 2;
elseif (strcmp(mother,'DOG')) %---- Seleciona função DOG para a Análise
if (param == -1), param = 2.;; end
    m = param;
expnt = -(scale.*k).^2 ./ 2.0;
norm = sqrt(scale*k(2)/gamma(m+0.5))*sqrt(n);
daughter = -norm*(i^m)*((scale.*k).^m).*exp(expnt);
    fourier_factor = 2*pi*sqrt(2./(2*m+1));
coi = fourier_factor/sqrt(2);
dofmin = 1;
else
error('Mother must be one of MORLET,PAUL,DOG')
end

return

% Fim

```

ANEXO IV – RESULTADOS DAS ANÁLISES DE ONDALETAS

