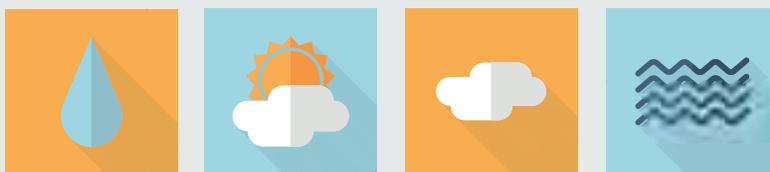


Profa. Dra. Teresinha de Maria Bezerra Sampaio Xavier

Prof. Dr. Tércio Ambrizzi

Profa. Dra. Maria Elisa S. Silva



APLICAÇÕES DE MODELOS E TÉCNICAS NA DETECÇÃO DE VARIABILIDADE NO CLIMA E EXTREMOS



**APLICAÇÕES DE MODELOS E TÉCNICAS NA
DETECÇÃO DE VARIABILIDADE NO CLIMA E
EXTREMOS**

Profa. Dra. Teresinha de Maria Bezerra Sampaio Xavier

Prof. Dr. Tércio Ambrizzi

Profa. Dra. Maria Elisa S. Silva

**APLICAÇÕES DE MODELOS E TÉCNICAS NA
DETECÇÃO DE VARIABILIDADE NO CLIMA E
EXTREMOS**

Fortaleza

Banco do Nordeste do Brasil

2017

**Presidente:**

Marcos Costa Holanda

Diretores:

Antônio Rosendo Neto Júnior, Cláudio Luiz Freire Lima, José Max Araújo Bezerra, Nicola Moreira Miccione, Perpétuo Socorro Cajazeiras, Romildo Carneiro Rolim

Escritório Técnico de Estudos Econômicos do Nordeste – ETENE**Economista-Chefe:**

Luiz Alberto Esteves

Gerente de Ambiente:

Tibério Rômulo Romão Bernardo

Célula de Estudos e Pesquisas Setoriais**Gerente Executivo**

Luciano J. F. Ximenes

Comitê de Editoração - CEDIT

Tibério Rômulo Romão Bernardo
Coordenador (ETENE)

Evangelina Leonilda Aragão Matos
Ambiente de Comunicação

José Rubens Dutra Mota
Ambiente de Políticas de Desenvolvimento

Luiza Cristina de Alencar Rodrigues
Ambiente de Marketing

Eliane Libânio Brasil de Matos
Universidade Cooperativa

Francisco Diniz Bezerra
Coordenador da Série de Livros Avulsos

Luciana Mota Tomé
Coordenadora da Série Teses e Dissertações

Luciano J. F. Ximenes
Coordenador da Série Ciência e Tecnologia

Maria Odete Alves
Coordenadora da Série Documentos do ETENE

Diagramação: Francisco Patrício de Moura

Capa: Gustavo Bezerra Carvalho

Depósito Legal junto à Biblioteca Nacional conforme a Lei nº 10.994, de 14 de dezembro de 2004
Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)
Angélica Ilacqua CRB-8/7057

Xavier, Teresinha de Maria Bezerra Sampaio
Aplicações de modelos e técnicas na detecção de variabilidade no clima e extremos
/ Teresinha de Maria Bezerra Sampaio Xavier, Tércio Ambrizzi, Maria Elisa S. Silva. –
Fortaleza, CE : Banco do Nordeste S.A, 2017.
378 p.

ISBN: 978-85-68360-09-5

1. Climatologia urbana 2. Mudanças climáticas
I. Título II. Ambrizzi, Tércio III. Silva, Maria Elisa S.

16-1541

CDD 551.6

Índices para catálogo sistemático:

1. Meteorologia : Variabilidade climática

Copyright©2016 by Banco do Nordeste do Brasil S.A.
Impresso no Brasil/Printed in Brazil

PREFÁCIO 1

No passado recente, muito se tem escrito sobre mudanças climáticas, variabilidade climática e eventos extremos. A partir dos sucessivos relatórios do *Intergovernmental Panel on Climate Change* (IPCC) - Painel Intergovernamental de Mudança Climática, tem havido um crescente interesse pelas possíveis alterações climáticas eventualmente provocadas pelas atividades humanas. A caracterização dos efeitos do homem no clima através de técnicas estatísticas também se intensificou, com maior ou menor profundidade e às vezes até com uma certa leviandade geralmente resultante do desconhecimento da teoria.

Nesse contexto, este livro busca suprir àqueles que ignoram aspectos da teoria ou ao iniciante das mais diversas áreas os meios de análise da variabilidade e dos extremos do clima regional ou global. A partir da experiência pessoal de seus autores nas pesquisas e no ensino da Climatologia e das Técnicas Estocásticas aplicadas, foi montada uma estrutura que didaticamente combina aspectos teóricos e práticos, com muitas referências bibliográficas, para aqueles que pretendem abordar assuntos mais avançados.

Um dos aspectos importantes no decorrer dos capítulos é a menção aos erros comuns no uso das técnicas estatístico-estocásticas, chamando a atenção do profissional ou estudante para os riscos desse mau uso. Digno de nota, também, são as referências históricas referentes ao desenvolvimento de cada tema, ressaltando as pesquisas de cientistas do passado, os quais conduziram ao arcabouço do conhecimento atual e às bases precisas das técnicas hoje em uso.

O texto combina, de forma equilibrada, a linguagem mais popular e o embasamento científico rigoroso mediante exemplos práticos de grande interesse e relevância para demonstrar o uso das técnicas estatísticas apresentadas.

As teorias usadas para análise de extremos, como a técnica dos quantis, os modelos assintóticos e a análise de variância, são apresentadas com rigor e com recomendações explícitas de sua utilização em vários contextos, inclusive com as menções a funcionalidades existentes nos *softwares* científicos de uso mais comum. Com essa estrutura, o livro tem também a função de conduzir, seja o estudante seja o profissional, ao objetivo final, que é obter resultados práticos e confiáveis.

Os temas abordados nos exemplos são: a “ilha de calor” urbana e a “ilha de baixa umidade” em São Paulo e Fortaleza; o aquecimento do Atlântico Tropical e efeitos nas chuvas do Nordeste; a vulnerabilidade de áreas costeiras; o efeito de eventos *El Niño/La Niña* e da Zona de Convergência Intertropical (ZCIT) sobre as chuvas nas bacias do Nordeste setentrional, em especial no Estado do Ceará; a Oscilação Decadal do Pacífico (ODP) e sua influência no Nordeste, embora minimizada. Em todos os casos, as experiências dos seus autores valorizam cada etapa, incluindo os aspectos físicos, os dados disponíveis e as técnicas estatístico-estocásticas utilizadas.

Com a lógica do “aprender fazendo”, este livro representa uma síntese importante e deve ser muito útil para docentes e estudantes envolvidos na temática atual do clima e de seus extremos.

Profa. Dra. Maria Assunção Faus da Silva Dias
Instituto Astronômico Geofísico e de Ciências Atmosféricas (IAG)
Universidade de São Paulo (USP)

10 de outubro de 2011

PREFÁCIO 2

“O mulungu do bebedouro cobria-se de arribações.
Mau sinal, provavelmente o sertão ia pegar fogo.”

Graciliano Ramos – Vidas Secas

Sobrevive, ainda, no semiárido do Nordeste a ânsia pela chuva. O nordestino costuma apreciar o faiscar dos relâmpagos para, em seguida, ouvir apuradamente o pipocar dos trovões. É comum o sertanejo sentir o vento tangendo as nuvens até descer do céu uma cortina cinzenta no horizonte, escondendo as serras e outros monumentos do terreno, avisando que começou a chover para onde a vista alcançar.

Vem do sertão a crença nas experiências naturais envolvendo o instinto das aves, a cisma dos animais e até os sinais do céu. Floresceu então na região a cultura da água, da cacimba, do açude e da vazante. Cresceu na vocação de nossos técnicos o gosto pelos conceitos hídricos. Nasceu no Nordeste do Brasil, mais precisamente em Quixeramobim, no Ceará, e em Piancó, na Paraíba, a experiência pioneira da relação chuva x deflúvio. O estudo do professor Francisco Gonçalves de Aguiar produziu a primeira síntese hidrológica do Brasil.

A característica desta região específica do Nordeste Setentrional, a dinâmica de sua natureza trópico-equatorial, torna ainda mais complexos os estudos da água sob a forma meteorológica na composição do ciclo hidrológico global. Pesquisar eventos pluviométricos é uma tarefa nobre de um quase pastor de nuvens fugidias e incertas.

É ciência e quase arte, se não for inoportuno lembrar um dos maiores paisagísticos do mundo, o inglês John Constable, famoso pintor da obra-prima “A Carroça de Feno”, que não dispensava o encantamento das nuvens nas paisagens. Sua contribuição era tamanha que ele dedicou um capítulo inteiro de sua pintura a florestas, rios e montanhas, onde não podiam faltar nuvens no céu.

Esse manto cobertor do céu nebuloso, quando tempestuoso, emanando raios e som trovejante, era sentido como recado dos deuses nas civilizações antigas.

O livro da professora/pesquisadora cearense **Teresinha de Maria Bezerra Sampaio Xavier**, com a relevante co-autoria dos docentes/pesquisadores **Tércio Ambrizzi e Maria Elisa S. Silva, da Universidade de São Paulo (USP)**, constitui valioso acervo técnico nos estudos da climatologia, elemento básico no processo de gestão dos recursos hídricos no território.

Aqui no Nordeste Brasileiro, particularmente no Nordeste Setentrional, os estudos da meteorologia são indispensáveis nas previsões e no suporte às decisões de governo.

As tecnologias de convivência com a seca não se sustentam na sua plenitude sem o componente científico de pesquisa dos fenômenos dos regimes de chuva e cálculo de sua dimensão no tempo e no espaço.

A hidráulica, filha legítima da mecânica dos fluídos e neta da segunda Lei de Newton, tem como madrinha a meteorologia, reprodutora do seu insumo principal e único: a água.

A obra aqui referenciada estabelece nova fronteira para os estudiosos de obras hídricas, pois eram comuns os projetos hidráulicos começarem com os modelos que transformam chuva e vazão. Agora, é imperioso pesquisar mais alto e subir até as nuvens para desvendar os segredos e os mistérios do tempo acima das nossas cabeças.

Hypérides Pereira de Macedo

AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar, expressamos nossos agradecimentos à **Diretoria Executiva do Banco do Nordeste - BNB**, na pessoa do seu Presidente Dr. Marcos Costa Holanda, ao **Escritório Técnico de Estudos Econômicos do Nordeste - ETENE**, através do Economista - Chefe Luiz Alberto Esteves, e finalmente, ao **Comitê de Editoração - CEDIT**, representando a equipe, Luciano J. F. Ximenes, Tibério Rômulo Romão Bernardo e Fran Bezerra, e, ao **Projeto Gráfico**, Patrício de Moura; pelo considerável apoio e estímulo a estas pesquisas, concedendo suporte para transformá-las em um livro.

Este trabalho contou, também, com a significativa colaboração, ressaltando seus grandes conhecimentos nesta área, dos **co-autores**:

- Prof. Dr. Tércio Ambrizzi, Ex - Diretor do IAG/USP e Professor do DCA/IAG/USP e da - Profª. Dra. Maria Eliza Siqueira Silva, do Departamento de Geografia da USP.

Registramos aqui, nossos sinceros e profundos agradecimentos a todos colaboradores, além daqueles cujos nomes comparecem na bibliografia, e, de uma maneira muito especial àquele que sempre nos incentivou, dando todo apoio, nos desenvolvimentos de nossas pesquisas, o **Prof. Dr. Airton Fontenele Sampaio Xavier**, matemático, médico e Prof. Titular, aposentado da UFC, que hoje não se encontra mais em nossos meios: a Divina Providência chamou-o.

Colocamos em evidência os **Profs. Drs. Maria Assunção Faus da Silva Dias** e **Pedro Leite da Silva Dias** do Departamento de Ciências Atmosférica do IAG/USP, cujo convívio, durante nossa temporada como Profª. Visitante e, depois, em função de contínuo intercâmbio de idéias e conhecimentos, veio para nos enriquecer com substanciais ganhos científicos. Em nome deles, estendemos os agradecimentos, a todos os colegas e amigos daquele departamento.

Evidenciamos o apoio estabelecido pelo **Prof. Dr. Augusto José Pereira Filho**, incentivando a continuidade de pesquisas direcionadas a estes temas, dos quais, tivemos a oportunidade de participar, sob sua coordenação, do livro: **“Evolução do Tempo e do Clima na Região Metropolitana de São Paulo”**.

Ao **Prof. Dr. Claude Lagrand**, da Universidade de Lille-1/França, que foi nosso orientador do Pós-Doutorado, não só pelo convívio profissional de muitos anos, como ainda, pela sua sempre continuada amizade, aqui, ensejando ressaltar seu papel, na transferência para o Ceará, de técnicas de ponta na análise de dados multidimensionais, conhecimentos, que propiciaram consistência, ainda maior, no contexto de nossa pesquisa e docência.

Aqui, registramos nossa gratidão ao **Prof. Dr. Carlos Alberto Barbosa Dantas**, com o qual aprendemos os conceitos básicos do Cálculo de Probabilidade e da Estatística, fazendo a distinção significativa entre as duas áreas. Coube a ele a orientação de nossa tese de Mestrado sobre **“Programação Dinâmica Estocástica”**, no IME/USP.

- Ao **Dr. Hypérides Pereira de Macêdo**, que através de seu apoio junto ao **BNB**, conseguimos efetuar a finalização deste livro. Registramos aqui, a sua “grande obra”: **“O CAMINHO DAS ÁGUAS”**, plano alicerçado na grandiosa obra hídrica de **“INTERLIGAÇÃO DE BACIAS”**, que teve sua total liderança.

Sem dúvida, não se pode deixar passar em branco, o apoio sempre decisivo para nossos trabalhos, de várias entidades de fomento à pesquisa e, ainda, de outros órgãos, cabendo notar: 1) o **CNPq**, através do qual foram obtidos recursos para bolsas de professor/pesquisador, permitindo nossa permanência na Universidade de São Paulo - USP, além de bolsas anteriores para o desenvolvimento de pesquisas na Universidade Federal do Ceará - UFC, merecendo menção os **Profs. Drs. José Ubyrajara Alves e Alberto de Carvalho Peixoto de Azevedo**. Sem ainda esquecer, o suporte, no âmbito do então, **Programa**

do Trópico Semi-Árido-CNPq/SUDENE, a programas específicos de investigação científica através da *FCPC - Fundação Cearense de Ensino a Pesquisa - UFC*, de cujos convênios fomos a pesquisadora responsável. 2) a *CAPES*, o *CNPq* e o *Programa CAPES-COFECUB*, no que concerne ao apoio para missões de pesquisas na França. 3) Cabe ainda salientar, o suporte de técnicos do “Banco de Dados Hidrometeorológico” da SUDENE, na década de 80 e, posteriormente, o Banco de Dados do *DNAEE - Departamento Nacional de Águas e Energia Elétrica* (hoje da ANEEL), na cessão de dados pluviométricos e hidrológicos, 4) a *FUNCAP*, 5) o apoio institucional da *Academia Cearense de Ciências - ACECI*.

De certo, haveria outros referências a ressaltar, em relação a colegas, entre eles o *Prof. Dr. Vicente de Paulo Pereira Barbosa Vieira*, que nos deu a oportunidade de colaborar com o curso de Pós-Graduação, em Engenharia de Recursos Hídricos, no Centro de Tecnologia da UFC, como a vários outros pesquisadores que nos influenciaram. Mas não poderíamos silenciar o nome do *Prof. Haroldo Cipriano Pequeno*, dedicado e competente mestre com o qual aprendemos física na *Faculdade Católica de Filosofia do Ceará* mas, principalmente, para reconhecer sua beneditina atuação na “estação meteorológica da UFC” no “Campus do Pici”, para a coleta e a preservação de todo um acervo de dados climáticos, tarefa felizmente prosseguidas pelos que lhe sucederam.

Desejamos, também, expressar nossos profundos agradecimentos ao *Diretor do IAG/USP, Prof. Dr. Laerte Sodré Júnior* e à Secretária da Diretoria, Sra. Márcia Pina Albe; ao *Chefe do Departamento de Ciências Atmosféricas do IAG/USP, Prof. Dr. Fábio Luiz Teixeira Gonçalves* e à Secretária do Departamento Sra. Elizabete Flores Silva, pelo excelente apoio no desenvolvimento e reconhecimento de nossas pesquisas.

Expressamos agradecimentos aos nossos inúmeros alunos de graduação e pós-graduação, em todas as instituições onde atuamos, pois, muito aprendemos com eles, tentando resolver

suas dúvidas. De fato, tivemos por norma que nossas atividades de pesquisa e de ensino, sempre fossem, cada uma, uma continuação da outra.

Ao nosso irmão ***Dr. Anchieta de Guarany Fernandes Bezerra***, além de representar todos os irmãos (as) e a nossa família Guedes, Fernandes dos Reis e Bezerra de Meneses, ficam registrados aqui, os agradecimentos dos estímulos, encorajado-nos para o crescimento do nosso trabalho.

Desejamos, também, expressar profundamente, nossos agradecimentos, a nossa querida sobrinha ***Dra. Débora Maria Rios Bezerra*** (Engenheira e Mestre em Recursos Hídricos), dando-nos um grande suporte, apoiando e conduzindo, em todos os aspectos o desenvolvimento desta pesquisa.

Ao grande amigo assessor-técnico e pesquisador da área de informática, ***Luiz Eduardo Gondim Nogueira***, que nos acompanha há mais de 20 anos em implantação de “software” e “hardware”, os nossos agradecimentos plenos de reconhecimentos.

Aos nossos primos-irmãos, Maria Nilce Bezerra Ferreira (in memoriam) e Joaquim Franklin Ferreira, na recordação dos tempos em São Paulo, quando de nossas primeiras temporadas na USP, ainda nos “idos da garoa”.

Ao nosso especial assessor, ***Sr. Laerte Appolinário***, não podemos esquecer, registrando aqui, nossos sinceros agradecimentos, que nesses últimos anos, com paciência, persistência e conhecimento, conduziu e acompanhou, meu “falecido marido”, antes e durante os tratamentos dele em São Paulo; e ainda vem conduzindo e acompanhando, nossa trajetória, plena de atividades.

Ao ***MERCURE PINHEIROS-SP***, que há mais de 15 (quinze) anos, fazemos também, nossa moradia; agradecemos a excelente hospitalidade, dando plenas condições para o desenvolvimento de nossas

pesquisas, oferecidas pelos gerentes passados e presente, assessores, chefes e o grupo da recepção; não esquecendo a ajuda indispensável dos bagageiros e das arrumadeiras. Em nome de todos, colocamos em evidência, o atual Gerente Mr. Felipe Nóbrega e o Chefe da recepção Sr. Fabrício Alexandre.

Estendemos igualmente os agradecimentos ao *Restaurante LA TERRINE*, que além dos “**saborosos pratos**”, oferecem, um “**adorável atendimento**”.

Que o “DIVINO ESPIRITO SANTO”, sempre nos ilumine !!!

Muito Obrigada.

Teresinha de Maria Bezerra Sampaio Xavier

ÍNDICE

CAPÍTULO 1 - Tempo e Clima. Clima e Meio-Ambiente.	
Importância dos Dados Hidrológicos.....	27
1.1 Distinção entre Meteorologia e Climatologia.....	28
1.2 Os Conceitos de Tempo e Clima.....	31
1.3 O Clima e o Meio-Ambiente.....	37
1.3.1 Variáveis Climáticas.....	38
1.3.2 Codificação de Variáveis.....	41
1.4 Os Dados Hidrológicos nos Estudos Climáticos.....	41
1.4.1 Importância dos Dados Climáticos.....	42
1.4.2 Áreas de Estudo na Climatologia.....	43
CAPÍTULO 2 - Mudanças Climáticas. Extremos de Tempo e Clima.....	47
2.1 Variações, Flutuações e Mudanças Climáticas. Eventos Extremos.....	48
2.2 Erros mais Comuns e Riscos na Homogeneização de Dados & Completamento de Falhas.....	52
2.2.1 Qualidade dos Dados.....	52
2.2.2 Riscos na Homogeneização de Dados.....	53
2.2.3 Caso de Dados Diários.....	54
2.2.4 Caso de Dados Mensais.....	55
2.2.5 Riscos no Completamento de Falhas.....	57
2.2.6 Outras Modalidades de Erros.....	57
2.3 Dois Modos na Análise de Extremos.....	58
2.4 Extremos em Previsões Sazonais.....	61
2.4.1 Valores “Excepcionais”.....	64
2.4.2 Outras Técnicas de Análise Climática.....	65

CAPÍTULO 3 -	Probabilidades e suas Bases Estatísticas. Quantis e Ordens Quantílicas. Funções-Quantil.....	67
3.1	Distinção entre “Probabilidade” e “Estatística”	67
3.2	Funções-Quantil e Leis Probabilísticas.....	75
3.2.1	Caso Contínuo.....	76
3.2.2	Função-Quantil (de 1a espécie).....	81
3.2.3	Papéis e Relações entre as Funções $F = F_x$ e $Q = F_{-1}$ Exemplos de Cálculos.....	82
3.2.4	Função-Quantil (de 2a espécie).....	91
3.3	Propriedades das Funções-Quantil.....	98
3.3.1	Função Exponencial Reversa e Logística Padronizada.....	99
3.4	Funções-Quantil e Transformação de Leis.....	100
3.4.1	Principais Transformações.....	101
3.4.2	Relações entre os Quantis de X e de $Y = Y(X)$	102
3.5	Leis Probabilísticas: Cálculo de Quantis e Ordens Quantílicas.	104
3.6	Leis Inversas e Funções-Quantil Generalizadas.....	109
CAPÍTULO 4 -	Modelos Assintóticos-“GEV”-Valores Extremos Generalizados. Modelos Poissonianos para Eventos Raros.....	115
4.1	Modelos Assintóticos e Extremos.....	117
4.1.1	Estatísticas de Ordem e Extremos.....	118
4.2	Modelos “GEV”	121
4.2.1	Ajuste dos Modelos "GEV"	123
4.3	Eventos Raros.....	123
4.3.1	Lei de Poisson de Parâmetro $l > 0$ ou Lei $P(l)$	124
4.3.2	Lei de Poisson “zero-truncada”. $P(l)$	132
4.3.3	Lei de Poisson “zero-inflada”	133
4.4	Lei de Poisson Generalizada (Goralski-Cammilleri & Xavier-Xavier).	134
4.5	Exemplo de Ajuste do Modelo $PG(\frac{\lambda}{c}, c)$	139

4.6	Exemplos de Dados Meteorológicos, Climáticos, com Modelos Poissonianos e Outros Modelos Discretos.....	142
-----	--	-----

CAPÍTULO 5 - Análise de Variância: Metodologias, Aplicabilidade e Exemplo Didático..... 145

5.1	Análise de Variância.....	146
5.1.1	O "Teste t" de Student.....	148
5.1.2	"Análise de Variância" ou ANOVA.....	149
5.1.3	Complexidade da "Análise de Variância".....	151
5.1.4	Pressupostos da ANOVA.....	152
5.1.5	Testes de Comparações Múltiplas.....	153
5.1.6	Análise de Variância não-Paramétrica.....	154
5.1.7	Bibliografia Básica sobre ANOVA.....	154
5.2	Um Exemplo Didático.....	155
5.2.1	Solução utilizando o "SGPLUS".....	156
5.3	Aplicações a Estudos de Casos para o Tempo e Clima.....	163

CAPÍTULO 6 - Aplicações I. Aquecimento Global e Clima Urbano. 165

6.1	Cenário do Aquecimento.....	165
6.1.1	Papéis dos Dois Hemisférios.....	171
6.1.2	Papel da "Neve Suja".....	175
6.1.3	Queimadas.....	176
6.2	Ilha de Calor na Áreas Urbanas.....	177
6.3	Alterações e Mudanças Climáticas na RMSP (Região Metropolitana de São Paulo).....	180
6.3.1	Localização da EM/IAG/USP: característica dos dados climáticos...	181
6.3.2	Mudanças no Regime Térmico de Superfície.....	182
6.3.3	"Ilha de Baixa Umidade".....	188
6.4	O Vento em Cidades Litorâneas.....	192
6.4.1	Análise de Variabilidade Sazonal e Interanual.....	195

CAPÍTULO 7 - Aplicações II. Aquecimento do Mar e Vulnerabilidade de Áreas Costeiras.....	199
7.1	Generalidade sobre Aquecimento do Atlântico..... 199
7.2	Temperaturas de Superfície do Atlântico..... 203
7.2.1	Dados da TSM-SST 1. período 1964-2005..... 203
7.2.2	Dados da TSM-SST 2. período 1950-2005..... 205
7.2.3	Mudanças de Temperaturas no Golfo de Guiné..... 205
7.2.4	Mudanças nas Sub-Áreas B1 e B2 na Bacia Sul Adjacentes à Costa Africana..... 211
7.2.5	Mudanças nas Sub-Áreas C1 e C2 Adjacentes à África..... 212
7.2.6	Mudanças nas Sub-Áreas A1 e A2 Adjacentes à Costa do Nordeste..... 213
7.2.7	Mudanças nas Sub-Áreas D1 e D2 na Bacia Norte Adjacentes ao Caribe e à América do Norte..... 213
7.2.8	Mudanças na Área NA “North Atlantic” CPC/NCEP/NOAA - 1950-2005..... 213
7.2.9	Mudanças na Área SA “South Atlantic” CPC/NCEP/NOAA - 1950-2005..... 216
7.3	Ciclos Sazonais e Interanuais da TSM/SST..... 218
7.4	Análise Exploratória da Variabilidade Sazonal e Interanual no Atlântico Intertropical, da TSM/SST..... 219
7.4.1	Variações Conjuntas da TSM/SST Médias em sub-períodos consecutivos próximo à África..... 220
7.4.2	Variações Conjuntas da TSM/SST Médias em sub-períodos consecutivos, próximo às Américas, (i) e (ii)..... 224
7.4.3	Comportamento de Máximos e Mínimos da TSM/SST em D1 (Atlântico Norte) e A1 (Atlântico Sul)..... 226
7.4.4	Comportamento de Máximos e Mínimos da TSM/SST em D1 (Atlântico N) e A1 (Atlântico S)..... 227
7.5	Discussão..... 228

7.6	Vulnerabilidade de Áreas Costeiras.....	231
7.6.1	Aumento do Nível do Mar.....	231
7.6.2	Eventos na Costa Cearense e em Fortaleza-CE.....	236
7.6.3	Eventos no Litoral Leste do Nordeste brasileiro.....	238
7.6.4	Possíveis Efeitos de Tsunamis e Terremotos.....	239

CAPÍTULO 8 - Aplicações III. Eventos Geofísicos e Chuvas nas Bacias..... 243

8.1	Definição da Zona de Convergência Intertropical.....	244
8.2	Componente Meridional do Vento.....	251
8.3	Bacias Hidrográficas do Ceará.....	253
8.4	Variação Latitudinal da ZCIT-ITCZ.....	254
8.5	Chuvas nas Bacias, ZCIT/ITCZ e ENOS/ENSO.....	258
8.6	Posição da ZCIT na Quadra Chuvosa em Anos indo de MS (muito seco) a MC (muito chuvoso).....	261

CAPÍTULO 9 - Aplicações IV. A ODP, o Atlântico e as Chuvas no Nordeste Brasileiro..... 265

9.1	Índices da ODP-PDO.....	266
9.2	Características da ODP-PDO.....	267
9.3	Dados e Metodologia.....	272
9.3.1	Consistência entre índices da ODP/PDO.....	272
9.3.2	Dados da TSM/SST no Atlântico e Pacífico.....	274
9.3.3	Dados da Chuva no NE-Setentrional e Ceará.....	275
9.4	Relatos de Impactos Diversos da ODP-PDO.....	277
9.5	Resultados.....	279
9.5.1	A ODP/PDO e o Pacífico Sul.....	279
9.5.2	A ODP/PDO e a TSM/SST em Áreas do Atlântico.....	279
9.5.3	A ODP/ PDO e as Chuvas no Norte do Nordeste e no Ceará..	281
9.5.4	As “Fases” da ODP/ PDO e as Chuvas no Ceará.....	282

9.6	Conclusões e Discussão.....	283
9.6.1	Outros Índices no Pacífico.....	285

CAPÍTULO 10 - Técnica Clássica dos Quantis: Categorias, Estimativas e Aplicações..... 287

10.1	Categorias Delimitadas por Quantis.....	287
10.1.1	Categorias conforme Pinkayan.....	291
10.2	Tercis e Quartis na Previsão e Monitoração.....	295
10.3	Breve Histórico.....	298
10.4	“Relativização Estatística” no Uso de Quantis.....	301
10.5	Medidas baseadas em Quantis.....	303
10.5.1	Quantis “versus” Desvios Padronizados.....	306
10.6	Estimativas de Quantis.....	308
10.6.1	Estimativas Pontuais com Dados Ordenados.....	310
10.6.2	Mediana.....	311
10.6.3	Família de Leis “Beta”.....	314
10.6.4	Onde está a Mediana?.....	319
10.6.5	“Médias Móveis” ou “Medianas Móveis”?.....	322
10.7	Quantis a Partir de Dados Ordenados.....	323
10.7.1	Fundamentação Teórica.....	328
10.8	Quantis a Partir de Tabelas e Distribuições de Frequências Acumuladas.....	330
10.9	Estimativas a Partir de uma Lei Probabilística Ajustada às Observações.....	334
10.10	Outros Procedimentos Gráficos com Quantis.....	334
10.10.1	Gráficos Q x Q.....	334
10.11	Intervalos de Confiança e Testes para Quantis.....	337
10.12	Outras Aplicações.....	339

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS..... 340

INTRODUÇÃO

Este livro, “**Aplicações de Modelos e Técnicas na Detecção da Variabilidade do Clima e Extremos**”, possui como:

Autora Profa. Dra. Teresinha de Maria Bezerra Sampaio Xavier

Co-autores

Prof. Dr. Tércio Ambrizzi, docente/pesquisador do IAG/USP; Profa. Dra. Maria Elisa S. Silva, docente/pesquisadora do Departamento de Geografia Física, da FFLCH/USP(*)

As contribuições do Prof. Dr. Tércio Ambrizzi e da Profa. Dra. Maria Elisa S. Silva, constituíram fatores decisivos para a elaboração e conclusão deste livro, donde cabe agradecer-lhes pela indispensável e preciosa colaboração.

Uma versão preliminar foi utilizada para Mini-Curso no IV Simpósio Internacional de Climatologia, em João Pessoa-PB, **16-19 outubro de 2011, Hotel Tambaú**, ministrado pela autora. Com a demora para sua publicação, prevista para ser feita, de início, através de parceria entre o **Banco do Nordeste** e a **Sociedade Brasileira de Meteorologia (SBMET)**, coube afinal empreender necessárias e mínimas atualizações, à parte de óbvia revisão, embora sem uma modificação substancial no número de páginas. A presente versão espera-se que possa ser divulgada a partir de **2014**, com apoio exclusivo do **Banco do Nordeste**.

O tema da obra é de excepcional valia para os dias atuais, com esperada repercussão nacional e internacional, uma vez que o quadro de **mudanças climáticas de origem natural e/ou antrópica** combinadas, **globais, regionais e locais**, insere-se na preocupação de todas as nações, ante reiteradas e preocupantes ocorrências de **eventos extremos** em todos os continentes e oceanos do nosso planeta.

O **Nordeste brasileiro**, em particular o **Nordeste setentrional (e o Ceará)**, não escapa, conforme é bem sabido, a tais acontecimentos.

Donde se segue que uma publicação desta natureza, embora de amplitude geral, também oferece nítido e indiscutível interesse de ordem regional e nacional.

Demais, cabe salientar que perspectivas de maior aridez e até de desertificação para a região Nordeste parecem sofrer de viés preponderantemente local, diante das continuadas agressões do homem a seu solo e seus biomas, não podendo, portanto, serem imputadas com exclusividade ao aquecimento global.

Por sua vez, o aumento gradual das temperaturas das águas do Atlântico, principalmente junto à costa africana, tem propiciado a intensificação de “ondas de leste”, responsáveis pelo incremento das chuvas, não somente no litoral leste nordestino, mas, também, em outras áreas do Nordeste setentrional. Embora em determinadas situações possa conflitar com a “descida” da ZCIT para latitudes ao sul da linha equatorial e conduzir ao “deságüe”, desta, mais a alturas da região norte e do Maranhão e/ou Piauí.

Donde, em flagrante oposição a “leitura” um tanto apressada de prognósticos do IPCC, de que as duas regiões, Norte e Nordeste, iriam padecer de aumento desmesurado da desertificação e da falta de chuvas, já a partir de 2008, quase ininterruptamente. Como se indica na “Nota” a seguir, ocorrências de “pacotes de anos secos” não constituem excepcionalidade, no passado, nessa região.

NOTA

As secas de 2012 e 2013, na verdade, inscrevem-se no contexto de ocorrência de “secas quase-periódicas”, na região.

Note-se que a partir de 1910-1919, ocorreram no Nordeste várias décadas com muitos anos críticos bem documentados que, em algu-

mas delas alcançaram cobrir quase cinquenta por cento dos seus dez anos. Exemplos: (*)

(*) Década de 1930-1939

Na década de 1930-1932 ocorreu a seca de 1932, mas 1930, 1931, 1936, 1938 também foram “críticos” [logo, com cinco anos em dez]

Década de 1940-1949

Na década de 1940-1949 houve a seca de 1942, porém 1941, 1943, 1944 foram “críticos” [*idem*, cinco, anos]

Década de 1950-1959

Pode-se notar que a seca de 1958 foi praticamente total, no Ceará, com 96,2% dos postos na categoria MS (muito seco).

Por outro lado, ainda é revelado que em 1951, 1952, 1953 e 1954 foram anos seguidos muito críticos em todo o Ceará. Assim: 1951, com $58,9\%+31,3\%=90,2\%$ dos postos nas classes MS (muito seco) e S (seco); 1952, com $26,4\%+45,5\%=72,0\%$ dos postos nas classes MS e S, embora 23,5% na classe N (normal); 1953, com $68,2\%+24,5\%=92,6\%$ dos postos nas classes MS e S; e 1954, com $31,0\%+53,0\%=84,0\%$ dos postos MS e S.

Além disso, 1955 foi muito heterogêneo, com 28,1% S, 43,3% N e 14,1% C; e 1956 com $40,8\%+38,3\%=79,1\%$ dos postos variando de S a N

Logo, nessa década, foram 5 (cinco anos) críticos + 2 (dois anos) “não muito bons”.

Década de 1970-1979

Na década de 1970-1979 tivemos as secas de 1970, 1972 e

1979, contudo, 1976 foi também um ano “crítico” [donde o total de 4 (quatro) anos críticos]

Através de outra modalidade de análise (sequências binárias) foi estudada, ainda, a série de Fortaleza ao longo de 1849-1984, sendo detectados vários “pacotes de anos secos e/ou muito secos”.

Em outras palavras, na região Nordeste, a ocorrência de pacotes seguidos ou quase-seguidos de secas, não é fato novo. O grande problema é que diversos fatores concorrem para um grau cada vez maior de impactos, com relação a “secas propriamente ditas” ou mesmo de “anos críticos em algumas áreas”. Demais, os reais investimentos para o Nordeste são e sempre foram insuficientes, para não dizer, “minguados”. São listados alguns dos fatores aludidos:

Aumento demográfico; Degradação da Caatinga; Sérias Ações Antrópicas Danosas em outras áreas (serras, várzeas, etc.); Ocupação Territorial Inadequada; Maior Poder e Alcance dos Meios de Comunicação; Politização dos Sertanejos; **enfim, porque não dizer, também relativo à Gestão Governamental; etc.**

Cabe ainda acrescentar que o não gerenciamento centralizado dos dados climáticos e hidrológicos para todo o Nordeste, em vista da inexistência de órgão gestor (anteriormente exercido pela SUDENE), implica na aplicação de técnicas não uniformizadas de consistência dos registros, levando a uma situação que dificulta comparar os dados históricos com os atuais.

Como base para o presente trabalho e outras de suas extensões, foram considerados os seguintes livros:

XAVIER, T. M. B. S. **Tempo de chuva:** estudos climáticos e de previsão para o Ceará e Nordeste Setentrional. Fortaleza: ABC Editora, 2001. 478p.

XAVIER, T. M. B. S.; SILVA, J. D. E. F.; REBELLO, E. R. G. **Técnica dos quantis e suas aplicações em meteorologia, climatologia e hidrologia, com ênfase para as regiões brasileiras.** Brasília, DF: Thesaurus, 2002. 142 p. Mini-Curso no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET).

XAVIER, T. D. E. M. A. B. S.; XAVIER, A. F. S.; ALVES, J. M. B. **Quantis e eventos extremos:** aplicações em ciências da terra e ambientais. Fortaleza: RDS Editora, 2007. 248 p.

PEREIRA F. O. et al. (Org.). **Evolução do tempo e do clima na região metropolitana de São Paulo: obra comemorativa dos 60 anos de incorporação do IAG à USP, 1946-2006:** 75 anos da IAG/USP: Estação Meteorológica do IAG-USP, 1932-2007. São Paulo: USP, 2007. Ver: Cap. 6 de Xavier e Pereira, p. 123-231; Cap. 7, de Pereira e Xavier, p. 233-253.

XAVIER, T.; DE MA, B. S.; SILVA, M. E. S. Mini-Curso II: estatística aplicada à climatologia. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE CLIMATOLOGIA GEOGRÁFICA, 9., 2010, Fortaleza. **Apostila...** Fortaleza: [s.n.], 2010. 77 p.

Além de artigos e conferências apresentados na bibliografia (da autora e/ou com colaboradores e ainda de outros especialistas). Assim, os **10 (dez) capítulos deste livro** são seguidos de uma ampla **bibliografia**, envolvendo não só as referências de livros, opúsculos, teses e/ou dissertações, artigos em revistas, etc., citados nos textos, bem como, também, referências complementares.

Profª./Pesquisadora

Teresinha de Maria Bezerra Sampaio Xavier

CAPÍTULO 1 - TEMPO E CLIMA: CLIMA E MEIO AMBIENTE: IMPORTÂNCIA DOS DADOS HIDROLÓGICOS

Tratamos, neste **Capítulo 1**, sobre os conceitos de “Tempo” e “Clima”, de importância fundamental no contexto dos estudos meteorológico-climáticos, especialmente no que se refere à análise de mudanças e extremos climáticos, em cujos âmbitos, ganham relevo os Métodos Estatísticos e Probabilísticos, indispensáveis nos Estudos Ambientais, em particular na Meteorologia e Climatologia e, por extensão, as áreas correlatas, como a Oceanografia e a Hidrologia. Uma visita a tópicos de Estatística e Cálculo de Probabilidades empreende-se no contexto do **Capítulo 3**, onde, também, serão apresentadas algumas técnicas especializadas na detecção de mudanças e extremos, com ênfase na técnica clássica dos “quantis”.

De fato, os **fenômenos ambientais** caracterizam-se, em grande parte, por seu não-determinismo, em particular, aqueles de natureza **meteorológico-climática**. Ou seja, exibem comportamento probabilístico. Fala-se, por sinonímia, em aleatório (do latim *alea* = sorte/azar); ou estocástico (do grego *stochos* = alvo), quando num contexto dinâmico. Para analisar tais fenômenos a partir de dados numéricos que os descrevem, faz-se, portanto, indispensável a intervenção de técnicas estatísticas e de **modelos probabilístico-estocásticos**. Não se considera um aspecto suplementar na discussão sobre a aleatoriedade de tais fenômenos. Isto é, se seria intrínseca ou apenas uma maneira formal e conveniente de tratar irregularidades de origem caótica ou, ainda, se as duas formas de abordá-las não se complementam entre si. Cabe resistir à designação “pseudoaleatório”, porque já possui significado próprio no campo da obtenção de amostras simuladas num computador, usando métodos numéricos e, em particular, via congruências aritméticas, pois resultaria numa impropriedade, a mais de um conflito de terminologias.

Cap.1 - Tempo e Clima. Clima e Meio-Ambiente. Importância dos Dados Hidrológicos

Para exemplos de dados numéricos de interesse na Meteorologia e Climatologia ou áreas correlatas, tem-se: precipitação pluviométrica, temperatura do ar, intensidade e direção de ventos, umidade do ar, pressão atmosférica, nebulosidade, radiação solar, temperatura do solo, Temperatura da Superfície do Mar (TSM)/*Sea Surface Temperature* (SST), vazão fluvial etc.

1.1-Distinção entre Meteorologia e Climatologia

Na conceituação de “tempo” e “clima” deve-se focar na distinção entre os domínios próprios à Meteorologia e à Climatologia. A Meteorologia é definida como a ciência da atmosfera, que estuda o envoltório gasoso do nosso planeta sob todos seus aspectos. Assim, considerando o estado físico, dinâmico e químico da atmosfera e suas interações com a superfície terrestre subjacente, ou seja, com os continentes, a vegetação e os oceanos, além da influência de eventos exteriores, como o vento solar, os raios cósmicos etc. Já na Climatologia, o interesse é pelas condições meteorológicas, de um lugar ou região, num prazo mais ou menos dilatado, levando em conta suas características de estabilidade e/ou variabilidade.

Para maior valia ou significado no contexto dos estudos climáticos, é necessário dispor de séries de dados numéricos coletados ao longo de muitos anos, ou séries climáticas, além de arquivos sequenciais de imagens (de satélites, de radar etc.). Observações meteorológicas isoladas, de curto ou médio prazo, têm menor interesse climatológico, exceto quanto a sua possível repetitividade ao longo do tempo.

Neste contexto, apreciam-se séries climáticas centenárias ou multicentenárias. Mas, em tais casos, faz-se necessário avaliar sua fidedignidade e a inexistência de heterogeneidades artificiais. De fato, a ausência de uma rigorosa sistemática na coleta dos dados e o descuido quanto a seu controle de qualidade, especialmente no passado, mas também podendo ocorrer no presente, podem tornar esses dados pouco fidedignos. Além disso, detectam-se em fontes diversas, in-

Aplicações de Modelos e Técnicas na Detecção de Variabilidade no Clima e Extremos

clusive organismos oficiais, séries das quais são eliminados extremos reais, sob o pretexto de as tornar “homogêneas” (detalhes no capítulo seguinte). Sem dúvida, inaceitável.

Demais, quaisquer mudanças dos pontos de coleta, substituições de aparelhagem e alterações dos métodos de medida etc. podem introduzir heterogeneidades, artefatos ou desvios nas séries climáticas, tornando-as impróprias às finalidades da pesquisa científica e, daí, exigindo correções difíceis de cumprir. Contudo, heterogeneidades naturais não deveriam ser removidas, embora possa ser difícil separá-las ou distingui-las das artificiais.

Decerto, para coleções de imagens, os períodos cobertos são em geral relativamente curtos, pois dependem de tecnologias que não eram disponíveis no passado. Uma exceção são arquivos de cartas e os respectivos dados para temperaturas da superfície do mar e de ventos sobre oceanos etc., construídos a partir de observações coletadas por navios, à parte de coleções de cartas sinóticas.

Em resumo, é possível apresentar o seguinte esquema, na Figura 1, no que se refere ao tratamento e análise de dados e imagens disponíveis, quanto a sua pertinência aos domínios próprios à meteorologia e à climatologia. Muito embora, do ponto de vista operacional, haja competição entre os dois domínios.

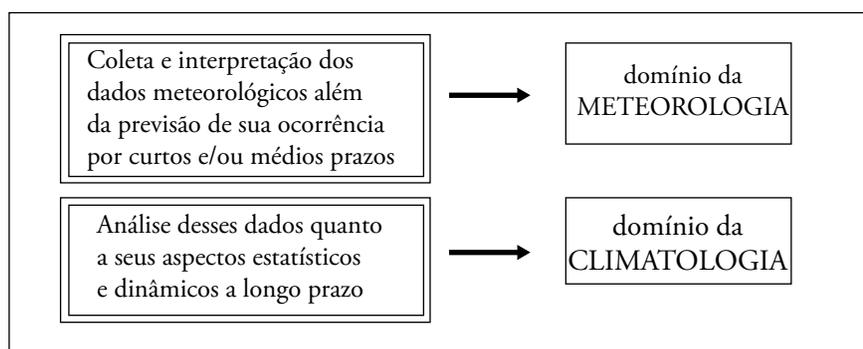


Figura 1 - Domínios Próprios à Meteorologia e Climatologia

Fonte: Xavier e Xavier (2004) e Xavier e Silva (2010).

Cap.1 - Tempo e Clima. Clima e Meio-Ambiente. Importância dos Dados Hidrológicos

Conforme se pode concluir, a importância dos métodos estatísticos e modelos probabilísticos (aleatórios/estocásticos) torna-se ainda mais significativa no âmbito da Climatologia, conforme se depreende da própria conceituação desta ciência, onde tais métodos intervem de forma direta e decisiva.

Sem dúvida, deve ter ficado bem claro que a disponibilidade de informações meteorológicas é fundamental na pesquisa climática. Por outro lado, com a expansão e modernização das redes de coleta de observações numéricas de superfície, incluso dados hidrológicos automatizados, a multiplicação do uso de balões-sonda e foguetes meteorológicos para obtenção de dados de altitude e, especialmente, com o advento dos radares e satélites meteorológicos, além de sistemas de boias coletoras de dados nos oceanos etc., passa-se a dispor de enormes massas de observações, que, muitas vezes, na verdade, tornam-se subutilizadas.

A circunstância da subutilização decorre por ao menos dois motivos: **a)** não-disponibilidade das informações, por inexistirem ou serem precários os Bancos de Dados, em especial no caso de países menos desenvolvidos, como também por restrições a sua divulgação; **b)** mesmo os dados estando disponíveis, o imenso volume deles dificulta ou impede sua utilização plena.

Basta imaginar que cada dia em todo o mundo, são obtidas inúmeras imagens a partir de satélites meteorológicos. Ora, uma só dessas imagens envolve um número excessivo de *pixels* ou “elementos gráficos”. Ademais, as observações numéricas horárias, diárias etc., coletadas na rede meteorológica mundial de superfície, também constituem acervo muito grande de informações, em contínua expansão.

Um terceiro e último motivo seria: **c)**: Necessidade de serem mais bem conhecidas e exploradas determinadas técnicas estatístico-estocásticas, adaptadas à análise de grandes massas de dados numéricos, tais como :

1. Técnicas de “análise de dados multidimensionais” (classificação automática, análise fatorial e de componentes principais, análise discriminante etc.) 2. Técnicas Estocásticas diversas (por exemplo, envolvendo o emprego de modelos Markovianos e de outros modelos para análise de séries temporais) 3. Finalmente, pode-se cogitar sobre a integração de muitos de tais procedimentos no contexto de data mining (ou “mineração de dados”).

Quanto à utilização de tais massas de dados, deve-se ainda fazer a seguinte distinção: (i) as informações do passado, que, antes da sua incorporação aos arquivos eletrônicos, necessitam ser submetidas ao crivo de um controle de qualidade, com o fim de garantir a disponibilidade de informações seguras, ou seja, isentas de erros; e (ii) as informações correntes, cuja questão básica é a presteza na incorporação aos Bancos de Dados, para pronto uso, porém sem descuidar de sua qualidade. Daí, a importância das modernas redes de coleta e transmissão automática.

1.2-Os Conceitos de Tempo e Clima

É tradicional distinguir entre as noções de **Tempo** e **Clima**. Quando se fala em **TEMPO**, são consideradas as condições meteorológicas vigentes em dado lugar ou seu estado atmosférico, com respeito a: 1º) um certo instante, portanto, pontualmente, em termos de sua instantaneidade; ou 2º) um intervalo cronológico relativamente curto, em geral, até quinze dias, quando se supõe certa estabilidade para os sistemas atmosféricos atuantes naquele lugar.

De fato, a permanência de tais sistemas em escala sinótica oscila, geralmente, de cinco a sete dias, a menos certos sistemas transientes de duração maior.

Na nossa língua, como em outras línguas românicas, este último vocábulo “**tempo**” se presta infelizmente a alguma confusão, pois diz respeito tanto ao “**tempo meteorológico**” [em inglês *weather*] como a “**instante de tempo**” [em inglês *time*].

Assim, quando for imprescindível deixar clara uma distinção somos obrigados a fazê-lo mediante o emprego de expressões como “**tempo meteorológico**” (ou “**atmosférico**”) e “**tempo cronológico**”, respectivamente.

Já o **CLIMA**, como veremos, constitui um conceito bem mais complexo, pois se refere à maneira como evolui o tempo meteorológico ou estado atmosférico ao longo de instantes consecutivos, num prazo mais longo. Em geral, para este fim, deve-se considerar como se dá tal evolução ao longo de muitos anos. Aí, acha-se envolvida, pois, uma conceituação de natureza estatística.

Enfim, **Tempo** e **Clima** poderão ser considerados como consequência e demonstração da ação de processos complexos na Atmosfera, nos Oceanos e na Terra, sem que se esqueça a possível intervenção de fenômenos geofísicos externos.

Uma **Definição Clássica de Clima** foi proposta por Hann (1883, p. 1) e Hann (1903, p. 1), na introdução a sua obra: “Clima é conjunto dos estados meteorológicos que determinam o estado médio da atmosfera em um ponto qualquer da Terra”. Na verdade, tal definição revela-se algo incompleta. Não obstante, alcança estabelecer a distinção entre “tempo” e “clima”, bem como, entre “meteorologia” e “climatologia”.

Embora na definição esteja privilegiada a noção estatística de “média”, preexiste uma ambiguidade no que se refere às sequências de instantes e aos períodos de tempo com respeito aos quais as médias são calculadas. Ademais, seria incompleta, no sentido de não insistir, explicitamente, na questão da variabilidade climática, que pode ser **secular, plurianual, sazonal, mensal** etc.

Contudo, essa foi a posição dominante até à primeira metade da última centúria ou séc. XX. Aliás, ainda perdurável nos manuais de Conrad (1944) e de Conrad e Pollack (1950). Em obras recentes já foi, porém, incorporada uma concepção de “clima” em contornos mais atuais.

Por exemplo, em Eagleman (1980, p. 329), lê-se, na abertura do capítulo 15 (*Climatology*):

Climate is more than just average weather since it includes all the various weather events that occur over an extended period of time. Frequently, the cold winter followed by a very mild one, or the summer drought followed by a very wet summer, is more descriptive of a region than the long-term average winter temperature or summer rainfall. A realistic description of the climate of a region must, therefore, include the extremes as well as the average weather.

Note-se que esta última definição está bastante atualizada, pois já inclui a noção de “extremos”.

Em Cole (1975, p. 379), tem-se, no capítulo sobre *Climate and climate controls*, uma definição sucinta que implicitamente incorporaria todos os aspectos relativos a comportamento médio, variabilidade, persistência e alternância de condições meteorológicas ao longo do tempo: “*We can define climate as the statistical collective of weather during a specified interval of time*”. Embora com o defeito de ser pouco explícita.

Na variabilidade temporal, são de interesse: 1º) a **variabilidade sazonal**, determinada pelo ciclo solar ou o ciclo das estações; 2º) a **variabilidade multianual**, quando se procura caracterizar a possível existência de “ciclos” para os principais elementos climáticos (mais exatamente, “quase ciclos”, envolvendo “quase períodos” de alguns anos), que não se confundem com o ciclo sazonal propriamente dito.

Uma variabilidade para horizonte de tempo bem mais longo poderá ter interesse em bioclimatologia, para avaliar impactos sobre a vida na terra de um ponto de vista histórico ou paleontológico, inclusive, em termos de um interesse climatológico geral quanto à possibilidade do retorno de condições climáticas desfavoráveis, por causas naturais, ou como consequência da ação antrópica.

Cap.1 - Tempo e Clima. Clima e Meio-Ambiente. Importância dos Dados Hidrológicos

A respeito do conceito de “tempo atmosférico” procuremos entender melhor a questão. Assim, seja A determinado lugar na superfície do planeta. Em cada instante t , podemos nos referir à ocorrência do tempo $\Phi(t)$ que se pode pensar em termos de um vetor $\Phi(t) = (\varphi_1(t), \varphi_2(t), \dots, \varphi_N(t))$, onde cada $\varphi_j(t)$ é a medida de uma variável meteorológica apropriada X_j naquele lugar A e no instante t . As variáveis a considerar poderão corresponder a medidas da pluviometria, temperatura do ar, velocidade do vento, pressão atmosférica etc., ou seja, os elementos meteorológicos julgados relevantes no contexto em causa.

Em geral, variáveis capazes de serem percebidas, ou melhor, suscetíveis de provocar efeitos favoráveis ou desfavoráveis sobre a Biosfera, isto é, sobre o homem, os animais e as plantas. Note-se que, ao todo, supomos sejam escolhidas N variáveis, ou seja, para $j=1,2,\dots,N$.

Demais, cada lugar A poderá ser assimilado a um “ponto” sobre a superfície terrestre, caracterizado em termos de sua latitude, longitude e, ainda, eventualmente, pela elevação acima do nível do mar. Veja-se Gráfico 1 a seguir. De fato, localmente, um dado lugar A pode corresponder a certa extensão da superfície terrestre, embora mais ou menos limitada, como seria o caso de uma cidade ou parte dela. De sorte que cada medida $\varphi(t)=\varphi_j(t)$ deve pensar-se, a rigor, como um valor representativo (digamos uma média ou uma mediana) de todas as medidas dessa variável, que poderiam, em princípio, ser efetuadas em vários outros pontos $x' \in A$, portanto, próximos de x e naquele mesmo instante t . Por exemplo, na cidade de São Paulo, na Grande Fortaleza etc. Ou ainda em distintos instantes t' , porém muito próximos de t .

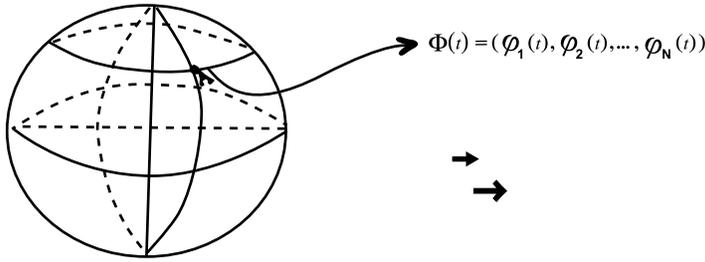


Gráfico 1 - O “Tempo”/”Weather” $\Phi(t)$ num Ponto A da Superfície Terrestre

Fonte: Xavier e Xavier (2004).

Como se percebe acima, mesmo quando nos restringimos à noção de “tempo” (meteorológico)/*weather* de carácter instantâneo ou de curta duração, de fato, já nos obrigamos a trabalhar com conceitos estatísticos.

Decerto, a variabilidade no decurso das vinte e quatro horas ainda se inclui na noção de “tempo”, ou seja, com os ciclos diários dos seus vários elementos, bem como em alguma escala de tempo um pouco maior para que se possa dar conta de outras variações de interesse em meteorologia, que é o caso das chamadas “flutuações de sete dias” etc. Note-se, mais uma vez, que se acham envolvidos conceitos e procedimentos estatísticos, agora já no âmbito próprio à meteorologia.

Passemos agora a considerar, no mesmo lugar ou localidade **A**, os “tempos” (meteorológicos) em instantes **t** consecutivos, em geral, num certo intervalo de tempo **[0,T]** julgado suficientemente longo, em geral, cerca de no menos trinta anos. Ora, o conjunto de “tempos” $\{\phi(\mathbf{t})\}_{\mathbf{t}=0,\dots,T}$ ao longo de extenso período de tempo corresponde ao que se chama o **Clima** deste lugar, idéia já explorada por Hann (1883) e Hann(1903).

Contudo, é bem mais intuitivo pensar nas condições segundo as quais dois lugares **A** e **B** podem ser considerados como possuindo o

Cap.1 - Tempo e Clima. Clima e Meio-Ambiente. Importância dos Dados Hidrológicos

mesmo clima (ou, pelo menos, climas muito próximos). Ora, com base nas observações realizadas ao longo do período de tempo $[0, T]$, para os respectivos dois conjuntos de “tempos” (meteorológicos), ou seja, correspondentes aos referidos locais **A** e **B** :

$$\{\phi A(t)\}_{t=0...T} \quad [1.1] \quad \text{e} \quad \{\phi B(t)\}_{t=0...T} \quad [1.2]$$

Ora, estes dois lugares possuem climas iguais (ou semelhantes) se [1.1] e [1.2], por sua vez, forem “próximos” um do outro. Esta proximidade poderia ser expressada em termos de uma “distância” ou “índice de dissimilaridade/similaridade” apropriado, que não cabe no momento discutir como seria calculado. Tais ideias aparecem naturalmente quando se está diante de um problema clássico da Climatologia, que seria determinar regiões (ou subáreas) climaticamente homogêneas. Este problema não será discutido aqui, para não nos alongarmos em demasia. Remete-se, pois, a Xavier e Silva (2010). De fato, reduzindo-se a um problema estatístico multivariado de classificação. No caso específico, trata-se de efetuar o que se designa por **Classificação Climática**.

Em outras situações, os esquemas conceituais matemáticos utilizados, decerto, poderão tornar-se bem mais complexos. Por exemplo, se o vetor F depende simultaneamente de t e também de uma “grade” bidimensional, ou mesmo tridimensional, se consideramos medidas das variáveis em diversos níveis atmosféricos geopotenciais.

Em resumo, Grisollet; Guilmet e Arlery (1962) afirmam que o Clima aparece como noção sintética complexa a respeito da qual têm sido propostas numerosas definições, por vezes um pouco longas; mas para alcançar alguma concisão, se poderia dizer que o conjunto dos elementos (meteorológicos) na sua sucessão habitual, no decurso de determinado período, é que caracterizam a atmosfera e concorrem para dar a cada ponto (lugar) na Terra a sua individualidade.

1.3-O Clima e o Meio-Ambiente

O conceito de Clima na secção anterior, embora suficientemente completo no escopo estrito às ciências atmosféricas clássicas, merece, porém, revisão ou reparo, em vista de que, nos dias de hoje, há necessidade do seu acoplamento às idéias modernas sobre o meio-ambiente.

Com efeito, é verdade que, classicamente e também para a maioria das pessoas, a idéia de clima guarda uma ligação direta com a variabilidade do tempo meteorológico, ou seja, com a frequência das chuvas, com as variações da temperatura, do vento, da umidade e da nebulosidade à superfície etc., ou seja, condições que podem ser agradáveis ou difíceis de suportar.

Numa concepção mais geral, sob os pontos de vista antropológico e socioeconômico, o sentido de clima liga-se à existência de condições ambientais favoráveis, ou não, para o desenvolvimento dos grupos humanos e suas atividades econômicas e sociais. E numa acepção ainda mais ampla, sem um viés humano, para a manutenção da vida na terra em condições estáveis.

Os processos ocorrendo na **atmosfera** afetam ou influenciam processos ambientais na **hidrosfera** (oceanos, lagos, rios etc.), na **litosfera** (solos e rochas), na **biosfera** (grupos humanos, fauna, flora). Demais, os quatro domínios **ATMOSFERA**, **HIDROSFERA**, **LITOTOSFERA** e **BIOSFERA** permutam entre si matéria e energia. De sorte que, ao supor ocuparem quatro vértices ou nós de um “grafo”, o total de interações que podem ocorrer entre esses domínios será igual a 12 (doze), correspondendo às “arestas orientadas” ou “setas” capazes de os interligar, indicando, em princípio, os possíveis sentidos de transferência de matéria ou de energia. Ver uma discussão a esse respeito em Xavier e Silva (2010).

Como Ayoade (1991, p. 1-2) afirma:

O clima influencia diretamente as plantas, os animais (incluindo o homem) e o solo. Ele influencia as rochas através do intemperismo, enquanto as forças externas que modelam a superfície da terra são basicamente controladas pelas condições climáticas. Por outro lado, o clima, particularmente perto da superfície, é influenciado pelos elementos da paisagem, da vegetação e do homem através de suas várias atividades. Assim, os processos geomorfológicos, pedológicos e ecológicos só podem ser devidamente compreendidos com referência ao clima predominante na atualidade e no passado.

Outra discussão pertinente refere-se, ainda, a “**Elementos e Fatores do Clima**”. Veja-se mais uma vez Xavier e Silva (2010). No domínio da Climatologia, para todos esses diversos elementos e fatores, observados ou estimados em vários pontos da superfície da Terra e na atmosfera (inclusive a diversas altitudes), já sabemos ser necessário dispor de séries de dados numéricos suficientemente longas, ou **séries climáticas**.¹

1.3.1-Variáveis climáticas

Em resumo, as variáveis meteorológicas (ou outras variáveis físicas, químicas, biológicas etc.) utilizadas para a caracterização do Clima serão doravante designadas como **variáveis climáticas**.

1 Finalmente, à parte do emprego de “séries climáticas constituídas de valores primários observados ou estimados”, provenientes da rede meteorológica, de sensores em balões e satélites, de boias oceânicas etc., não é infrequente a necessidade da construção de séries de “valores calculados” a partir de dados primários, que podem ser importantes para determinadas finalidades ou aspectos da pesquisa. Por exemplo, a partir de uma série de alturas pluviométricas diárias, outras séries poderão ser calculadas: (i) série mensal do número de dias sem precipitação; (ii) série mensal da contribuição em mm, para a pluviometria mensal, dos dias com alturas da chuva até 5 mm; (iii) idem, com alturas de chuva acima de 30mm etc. Como em Xavier; Xavier e Silva-Dias (1994).

Em estudos climáticos, é usual que se trabalhe com **variáveis de expressão mensal, sazonal e anual**. Contudo, **variáveis de expressão horária ou diária** poderão ser utilizadas para análise de aspectos finos do clima e outras finalidades específicas.

Em estudos climáticos, é usual que se trabalhe com **variáveis de expressão mensal, sazonal e anual**. Contudo, **variáveis de expressão horária ou diária** poderão ser utilizadas para análise de aspectos finos do clima e outras finalidades específicas.

Por exemplo, as variáveis diárias e horárias da pluviometria, temperatura etc. tornam-se importantes para caracterizar o comportamento climático de uma região quanto às condições ambientais que podem afetar o desenvolvimento das culturas e da vegetação em geral, como o que diz respeito à extensão e frequência de “veranicos”. No estudo do vento, os dados de expressão horária são importantes para descrever a evolução do seu ciclo diurno, bem como a variabilidade e a persistência desses ciclos, especialmente para fins de aplicações na exploração da energia eólica. Por outro lado, **registros contínuos ou de minuto a minuto** poderão ser necessários para outros propósitos muito específicos, inclusive em biometeorologia/bioclimatologia.

As variáveis de interesse em Meteorologia e Climatologia, como todas as variáveis estatísticas/probabilísticas, podem classificar-se em termos de: **a) variáveis qualitativas** - cujo tipo mais comum é daquelas traduzindo-se dicotomicamente em termos da “ausência” ou “presença” de um dado fenômeno ou, ainda, das ocorrências de determinadas “categorias nominais”; **b) variáveis quantitativas (ou numéricas)**, podendo resultar: **(i)** seja de processo de “contagem” (variáveis discretas); **(ii)** ou “medida” (variáveis contínuas).

Quanto às **variáveis (numéricas) discretas**, além das que dependem da realização de um procedimento de contagem, podem ainda decorrer mediante dois outros procedimentos, a saber: **codificação numérica de variáveis qualitativas** (por exemplo, calma = 0, ven-

to não nulo = 1) e **discretização de variáveis contínuas** (através de “quantis”, por exemplo, para a chuva, MS=”Muito Seco”, S=”Seco”, N=”Normal”, C=”Chuvoso”, MC=”Muito Chuvoso”).

Quanto às **variáveis contínuas**, podem ser o resultado de **medidas**, em princípio, **realizadas ou adquiridas instantaneamente** (como no caso da “temperatura” num dado lugar, observada em cada instante de tempo t). Ou então corresponder a **medidas intervalares** (por exemplo, a pluviometria acumulada diária, mensal etc.). Note-se que as variáveis contínuas pensadas em termos intervalares são aquelas resultantes de processo de acumulação ou, falando matematicamente, de integração. Assim, a pluviometria total no período ou intervalo de tempo $[t_1, t_2]$ pode pensar-se como resultado de uma integração realizada sobre este intervalo, de certa função $I(t)$, que, no caso, é a “intensidade da chuva”, isto é, considerando que se defina :

$$X[t_1, t_2] = \int_{t_1 \rightarrow t_2} I(t) dt \quad [1.3]$$

Embora também possa decorrer de um processo direto de medida, por exemplo, através de um pluviômetro que acumula as gotas de chuva caídas no seu receptáculo ou proveta.

Contudo, medidas intervalares não são apenas aquelas obtidas como descrito acima, isto é, por um processo de acumulação ou integração, ou, ainda, de medida direta. Com efeito, se dispusermos de medidas instantâneas $Y(t)$ para toda a extensão de certo dado intervalo de tempo $[t_1, t_2]$, então, podem-se definir novas medidas (variáveis): valores médio, máximo ou mínimo de $Y(t)$ no dito intervalo, que é o procedimento para a definição de temperaturas média, máxima e mínima, desde que se disponha das referidas temperaturas instantâneas.

Embora possa não ser este, exatamente, o método que se utiliza na prática. Com efeito, há fórmulas que permitem os cálculos de suas estimativas a partir de uns poucos valores intermediários.

1.3.2-Codificação de variáveis

No que se refere à “codificação” de variáveis, pode-se levar em conta: (i) a **codificação de variáveis qualitativas** (por exemplo, “ausência de um fenômeno” = 0 e “presença” = 1; (ii) **discretização de variáveis quantitativas contínuas**. No caso da pluviometria acumulada X , podem ser considerados dois limiares $h_1 < h_2$, números não-negativos, de sorte que:

$$X \leq h_1 \Leftrightarrow Y = -1; \quad h_1 < X \leq h_2 \Leftrightarrow Y = 0; \quad X > h_2 \Leftrightarrow Y = 1$$

[1.4]

Assim, o valor -1 poder-se-á interpretar em termos de “chuva fraca”, o valor 0 (zero) em termos de “chuva de intensidade média” e o valor 1 em termos de “chuva forte” [ou 0, 1, 2, 3; etc.]. Tal modo de codificação considera-se no contexto da aplicação da “técnica dos quantis”, cuja vantagem é sua objetividade, além da simplicidade. Isto será tratado nos **Capítulos 3 e 10**.

1.4-Os Dados Hidrológicos nos Estudos Climáticos

A **Hidrologia** é a ciência que estuda a água na Terra, em termos da sua ocorrência e distribuição, do seu movimento (ou circulação) e das suas propriedades físicas e químicas, bem como no que se refere a suas interações com o meio ambiente, incluso suas relações com os seres vivos (biosfera).

Várias subáreas científicas são consideradas como partes da Hidrologia: a Hidrometeorologia (que trata especificamente do estudo da água na atmosfera e da sua precipitação e também sua movimentação e acumulação na superfície da terra); a Limnologia (estudo de lagos e reservatórios); a Potamologia (dos cursos de água, isto é, arroios e rios); a Glaciologia (estudo da água armazenada na forma de neve e gelo nos cumes de montanhas e geleiras, como também nas regiões polares); a Hidrogeologia (de águas subterrâneas).

Cap.1 - Tempo e Clima. Clima e Meio-Ambiente. Importância dos Dados Hidrológicos

Decerto que a Hidrologia pode ser considerada como uma ciência multidisciplinar, por envolver a contribuição de especialistas de áreas mais diversas, engenheiros, agrônomos, meteorologistas, matemáticos, estatísticos, geólogos, geógrafos, biólogos etc.

De uma parte, pode ser considerada, ainda, como uma ciência relacionada ao campo da Geografia Física. Por outro lado, guarda estreitas relações com as Ciências Humanas (Geografia Humana, História, Sociologia), bastando, para isso, recordar que, historicamente, a ocupação geográfica das populações humanas dava-se de preferência nas proximidades de recursos hídricos abundantes (ou seja, rios e lagos), como, aliás, ocorreu no caso das grandes civilizações antigas, tais como as civilizações mesopotâmicas, a egípcia, a do vale do Indo e Ganges etc. Ou a partir do Brasil colonial, com o estabelecimento dos primeiros povoados, vilas e cidades.

Porém, só com o desenvolvimento da tecnologia, tornou-se possível ao homem desvencilhar-se dessa restrição, ao adquirir a capacidade ampla de trazer os recursos hídricos para junto de si e de os controlar, pela construção de canais, aquedutos, reservatórios, transposição e interligação de bacias etc. Note-se, no entanto, que grandes avanços neste tocante já foram devidos a civilizações antigas.

Finalmente, o deslocamento de populações rurícolas, urbanas e indígenas, em função da construção de grandes obras hidráulicas, é assunto muito atual, como se depreende, com certa frequência, de noticiários na mídia e, principalmente, televisivos. Logo, envolvendo sensíveis aspectos sociológicos, antropológicos e socioeconômicos, algumas vezes, originando graves conflitos. Esta é exemplificação clara das relações entre a Hidrologia e as Ciências Humanas.

1.4.1-Importância dos dados hidrológicos

Os dados hidrológicos (vazões e alturas de rios, alturas de lagos etc.) possuem importância muito grande nos estudos climáticos, desde que refletem as ocorrências da precipitação pluviométrica em cada

particular bacia hidrográfica. Neste sentido, constituem uma “integração” da precipitação na bacia.

Ademais, esses dados podem incorporar, de maneira nítida, “sinais” geofísicos que, eventualmente, sejam capazes de influir nas chuvas (como a “oscilação sul”, efeitos das variações de temperaturas das massas oceânicas, atividade solar etc.). Finalmente, a “integração” a que se acabou de referir funciona como processo de “filtragem” capaz de suavizar outras interferências, bem como as irregularidades da precipitação dentro de cada bacia.

1.4.2-Áreas de estudo na climatologia

A **Climatologia** envolve elenco muito diversificado de áreas de estudo ou especialização. Não obstante, espera-se daqueles que a ela se dedicam que possam adquirir proficiência na maioria dessas áreas ou, pelo menos, conhecimento extensivo a seu respeito, a ser alcançado ao longo do trabalho experimental e também através da leitura e reflexão. Mesmo para o estudante que, em sua vida profissional futura, queira trabalhar mais exclusivamente no campo meteorológico, por exemplo, na “previsão de tempo”, cedo ou tarde sentirá a necessidade de abordar ou de questionar problemas de natureza climática.

Com efeito, determinados eventos meteorológicos poderão ser esclarecidos através da análise de sua ocorrência ou de sua repetitividade no passado e isto, obviamente, recai no campo de estudo da climatologia.

Ademais, para o previsor de tempo com atuação na região Nordeste do Brasil, pode tornar-se indispensável conhecer a climatologia de sistemas atmosféricos que provocam chuvas na região. Por exemplo, a climatologia da “**Zona de Convergência Intertropical (ZCIT)**”, dos “**Vórtices Ciclônicos**” (VCs) atuantes na região, o fenômeno de deslocamento das “**frentes frias do sul**”, também capazes de provocar chuvas no Nordeste, como ainda “**ondas de leste**” etc. Àqueles profissionais que irão trabalhar ligados à previsão para o

Sudeste brasileiro, terá suma importância um conhecimento sobre a climatologia das **Frentes Frias**, da **ZCAS** e da **Corrente de Jato Subtropical** etc.

Subdivisões tópicas da Climatologia foram consideradas no contexto das programações do **I, II e III Simpósios Brasileiros de Climatologia**, realizados no âmbito dos três últimos - **Congressos Brasileiros de Meteorologia (CBMETs)**, de **1998, 2000 e 2002**, como dos **subsequentes Congressos Brasileiros Meteorologia e Simpósios Internacionais de Climatologia**.

À parte da “climatologia aplicada”, identificam-se as seguintes áreas de estudo dentro da Climatologia:

Climatologia Regional, que é o estudo do clima em áreas ou regiões selecionadas do planeta: Climatologia do Nordeste semiárido ou, em particular, do Nordeste setentrional do Brasil; ou ainda do Estado de São Paulo, da Antártida, da Amazônia, do Pantanal, da América do Norte, da Bacia do Mediterrâneo; etc.

Climatologia/Meteorologia Sinótica, ou estudo do clima e do tempo de uma área relativamente a padrões da circulação atmosférica que sejam predominantes na escala sinótica. Note-se que sistemas atmosféricos de tempo com dimensões da ordem de grandeza de 100 a 1.000 quilômetros, com duração de alguns poucos dias (2-7), tais como ciclones, frentes frias e correntes de jato, fazem parte da escala sinótica.

Portanto, trata de observações do tempo feitas simultaneamente em vários pontos de determinada área, com o fim de compreender a atmosfera na escala sinótica e também empreender previsões futuras, geralmente, a curto ou médio prazo. A partir dessas observações, torna-se possível definir “tipos de tempo”. Estuda-se também a evolução e o retorno dos vários tipos de tempo em áreas ou regiões distintas.

Climatologia Dinâmica, que leva em consideração os movimentos atmosféricos em várias escalas, isto é, seja com relação à circulação da

atmosfera de grande escala seja em escala sinótica. Este é o conceito apresentado por Ayoade (1991). Conforme Pagney (1985), envolve o estudo de uma longa série sinótica que permite um conhecimento ao mesmo tempo descritivo e explicativo do clima de uma região, portanto guardando relação íntima com a climatologia sinótica.

Climatologia Física, comportando investigações que dizem respeito à evolução temporal de processos atmosféricos, com ênfase especial nos processos físicos envolvidos, como é o caso do balanço de energia.

Climatologia Urbana, com vistas ao estudo do microclima das cidades e sua comparação com o das áreas vizinhas, rurais ou florestais e, finalmente, com ênfase na avaliação das possíveis alterações climáticas originadas da presença da cidade, do tráfego urbano, dos complexos industriais ali instalados e da deterioração ambiental como um todo, incluindo a “ilha de calor” e a “ilha de baixa umidade”.

Microclimatologia, que se refere ao estudo do clima da camada de ar rente ao solo, coberto ou não por vegetação e em terreno plano ou acidentado; em particular, ainda envolvendo problemas climáticos ligados à meteorologia florestal. A rigor, relaciona-se ainda a questões de climatologia urbana, em termos da análise das propriedades do solo artificial e/ou natural e de “construções verdes” nas cidades e seus efeitos sobre o clima local.

Por fim, considera-se a **Climatologia Estocástica**, reservando-se esta designação para a área de estudos em que esteja envolvida uma aplicação mais pesada de métodos probabilísticos/estocásticos, embora, desde a própria definição de clima, fique implícita a importância desses métodos. Por outro lado, seus resultados podem oferecer subsídios valiosos para outros setores da climatologia e da meteorologia.

No mesmo contexto, outros tópicos específicos podem ser

Cap.1 - Tempo e Clima. Clima e Meio-Ambiente. Importância dos Dados Hidrológicos

considerados, como no que se refere a estudos sobre interações oceano-atmosfera e, especialmente, sobre **impactos dos oceanos no clima**, além da **análise das variações, alterações e mudanças climáticas**, dois temas de grande atualidade. Ainda se podem considerar estudos sobre **química da atmosfera**, como dos **climas no passado histórico ou nas eras geológicas**, isto é, envolvendo contextos da **climatologia histórica**, da **dendroclimatologia** e da **paleoclimatologia**.

Merece ainda especial menção a área de **Previsão Climática**, cuja importância decorre do seu papel preventivo de suma importância para a sociedade. A título de exemplo, previsões climáticas para as chuvas, quando dotadas de relativa confiabilidade, permitem uma “antecipação” ou “antevisão” de impactos sociais e econômicos de secas ou de enchentes, de ventos catastróficos, possibilidades de deslizamentos etc., donde, em consequência, como um apoio à tomada de decisões para minimizar ou evitar os efeitos de tais impactos.

No que diz respeito à Climatologia Aplicada, esta compreende as aplicações dos conhecimentos climáticos: na **Agricultura (Agroclimatologia)**, muito especialmente com vistas a aumentos na produtividade das culturas; nas **Ciências Florestais**, como auxílio no manejo mais eficiente de bosques e florestas; no **Urbanismo e Arquitetura**, para o desenvolvimento de projetos mais bem adaptados às condições climáticas locais, normas para “construções verdes” ou “ecológicas” etc.; obviamente, ainda nas **Ciências Médicas e Biológicas** (Bioclimatologia); enfim, nos **Transportes** e na **Operação de Aeroportos**; e no **Turismo**, na **Indústria** e no **Comércio**, na **Produção de Energia** (hidrelétrica, eólica e solar).

Para todas essas aplicações, decerto, assume um papel significativo à possibilidade do suporte de modelos de análise e de previsão climática. Por outro lado, cabe referir-se à distinção entre **Meteorologia Aplicada** e **Climatologia Aplicada**, mas que consistiria apenas numa questão das escalas de tempo envolvidas.

CAPÍTULO 2 - MUDANÇAS CLIMÁTICAS: EXTREMOS DE TEMPO E CLIMA

Neste capítulo, serão levantadas questões atuais no que se refere ao clima, em especial quanto a ocorrências de **Extremos Climáticos**, como, também, sobre assuntos correlatos, ou seja, no que concerne ao **Aquecimento Global**, a que se associam **Mudanças Climáticas (globais, regionais e locais)**.

Por sua vez tais assuntos conduzem a outros tópicos ou aspectos inter-relacionados, a tratar não exatamente nessa ordem: **1. Conceituação de Variações, Flutuações e Mudanças Climáticas e sua vinculação a Eventos Extremos; 2. Erros Usuais na abordagem desses problemas / Riscos na Homogeneização de Dados e Completamento de Falhas; 3. Dos distintos Modos na Análise de Extremos**, cabendo mencionar existirem peculiaridades específicas ligadas a tal “problemática”, por vezes despercebidas; **4. Quanto a Extremos nas Previsões Sazonais; 5. Estudos de Casos.**

Este capítulo tem por base a Palestra de Xavier, T. de Ma. B. S., no III Encontro Sul-Brasileiro de Met. (ESBM), Universidade Federal de Santa Maria, envolvendo conteúdos de vários de seus trabalhos e projetos de pesquisa e de colaboradores: Xavier, A. F. S.; Silva-Dias, Ma. A. F.; Silva-Dias, P. L. da; Pereira Filho, A. J.; Silva, M. E. S. etc.

Sobre técnicas utilizadas na pesquisa de extremos e de mudanças climáticas, em particular, **Análise** de Variância e técnicas que lhe **são associadas**, deixam-se para capítulos subsequentes. Mencionam-se exemplos de aplicações a tratar também em outros capítulos:

(i) Relações do ENOS e da ZCIT com a Chuva no NE Setentrional-Ceará; (ii) Mudanças Climáticas na Região Metropolitana de São Paulo: Ilhas de Calor e de Baixa-Umidade; (iii) Aumentos Dramáticos da TSM em Áreas do Atlântico Intertropical e seus Efeitos no Caribe e na Zona da Mata-Nordeste brasileiro; (iv) Alterações nos Regimes de Ventos (São Paulo-RM e Fortaleza-RM); etc.

2.1-Variações, Flutuações e Mudanças Climáticas: Eventos Extremos

Torna-se obrigatório, em algum momento, tratar questões relativas a variações, flutuações e mudanças do clima, o que conduz, por sua vez, à análise de extremos hidrológicos e meteorológico-climáticos, e outros. Sobre variações, flutuações e mudanças climáticas, valeria a pena, certamente, uma tentativa prévia de conceituação.

1º]Variações e Flutuações Climáticas dizem respeito a alterações do clima relacionadas a efeitos de natureza rítmica, donde não-permanentes ou, em princípio, reversíveis. Em geral, se relacionam a fatores que atuam de forma não-persistente. Neste documento, tomamos as designações “variação” e “flutuação” como sinônimos, praticamente, opondo-se a “mudança” propriamente dita. Diferenças ou nuances conceituais por vezes prolixas, encontradas em fontes diversas, serão para nós irrelevantes no presente contexto.

2º]Por outro lado, vamos reservar a designação **Mudanças Climáticas** às que se espera sejam permanentes ou quase irreversíveis, em função de fatores naturais ou em decorrência de ações antrópicas continuadas e globalizadas. No passado conhecemos mudanças climáticas por causas naturais, como é o caso do **Mínimo de Maunder** que se relaciona a uma das fases da **Pequena Idade do Gelo**.

Assim, nos referimos ao escasso número de manchas solares e o subsequente esfriamento global, que se pode observar entre os anos 1645 e 1715, com duração de cerca de setenta anos.

Há referências para outros “mínimos solares” no passado, nesta ordem cronológica: **Oort, Wolf, Spörer, Maunder**, no período 1000-1800, ou seja, durante a idade média e já na idade moderna. Estes eventos podem ser inferidos ou reconstruídos, indiretamente, levando em conta o fato de que uma atividade solar elevada costuma relacionar-se à diminuição do radioisótopo Carbono-14 nos anéis de árvores.

Uma explicação decorre do seguinte: **(i)** Nos anos de elevada atividade, o vento solar costuma ser mais forte e deflete o fluxo de raios cósmicos que, normalmente, se dirigem à superfície terrestre; **(ii)** Estes, usualmente, originam **C14** na atmosfera, pela colisão dos seus nêutrons com o nitrogênio N14; **(iii)** O isótopo radioativo **C14** assimilado pela planta é depositado no anel anual. Em consequência, nos períodos de maior (resp., menor) atividade solar, há uma menor (resp., maior) assimilação do isótopo.

Os cálculos usuais não são tão simples, pois cabe considerar o “decaimento” (*decay*) do C14 ao longo do tempo e o papel de outros fatores.

Veja-se, assim, o Gráfico 2 abaixo ilustrando esses fatos. Os eixos estão invertidos, de sorte que, nas abscissas, os tempos mais recentes estão à esquerda; bem como, nas ordenadas, os máximos de C14 estão na parte inferior, de sorte a corresponderem ou indicarem a evolução dos mínimos da atividade solar.

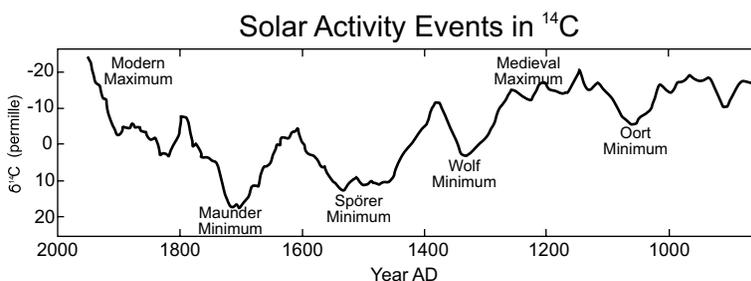


Gráfico 2 - Evolução da Atividade Solar em Termos do Isótopo C14 nos Anéis de Árvores conforme o texto precedente, os eixos estão invertidos]

Fonte: McInnes (2014).

Sobre mudanças por causas antrópicas, no passado, eram em geral bem localizadas. Atualmente, o mesmo ocorrendo com as “ilhas de calor” nas cidades, embora de forma muito mais profusa.

Cap 2 - Mudanças Climáticas. Extremos de Tempo e Clima

Conforme Xavier e Xavier (2007), o “somatório” das “ilhas de calor” urbanas em todo o planeta constitui um dos fatores que são importantes para o “aquecimento global”, à parte, evidentemente, do concurso de outras causas não menos significativas, agregadas ao “efeito estufa”.

Cabe mencionar que a agressão ao meio ambiente, principalmente por queimadas e destruição da vegetação nativa, constitui prática imemorial de povos primitivos, nômades ou seminômades, ou mesmo sedentários. Ainda mantida, porém agravada, seja pelo crescimento populacional seja pelo emprego de novos processos tecnológicos de devastação.

Por outro lado, no presente, grande parte de tais mudanças parecem conduzir à ocorrência de **eventos extremos** com frequências e intensidades ditas maiores do que antes, embora haja certo exagero a respeito, na mídia e também na literatura dita “especializada”.

Com efeito, ao se fazerem tais constatações, há necessidade de comparar cuidadosamente com análogas ocorrências num passado próximo ou mesmo remoto, para decidir quando seriam, de fato, recrudescimentos ou exacerbações certificáveis.

Não é incomum que eventos singulares (chuvas extremas, ondas de calor ou de frio muito rigorosas, grandes ressacas marítimas etc.) sejam tratados como algo nunca ou dificilmente ocorrido antes, quando, quem sabe, já possam ter acontecido em passado até recente. As pessoas ou mesmo os especialistas podem ser acometidos desta “falta de memória”. Teremos oportunidade de retornar a tal questão mais adiante.

Note-se que **Eventos Extremos** podem ser de distintas ordens: **atmosféricos**, **oceânicos** e outros, também de caráter geofísico, porém **extraterrestres** (atividade solar, raios cósmicos etc.), bem como **tecnológicos**, que também levam a impactos danosos sobre obras viárias, construções etc., guardando relação de dependência, direta

ou não, com os primeiros. A esta altura, vamos colocar um aspecto prévio a ser considerado, ou seja: tais **“extremos tecnológicos” guardariam uma relação, exclusiva, com respeito a “extremos meteorológico-climáticos” em curso?**

Ora, levemos em conta alagamentos e prejuízos em áreas urbanas e rurais na **Quadra Chuvosa de 2009, no Ceará e demais estados do Nordeste**, incluso a destruição de obras viárias, barragens, construções civis, plantações etc. De fato, vamos omitir referências ao caso de outras regiões (Norte, Sudeste, Sul), ocorridas no mesmo ano. Embora chuvas intensas concorressem para os referidos eventos em 2009, no Nordeste brasileiro, fatores muito significativos ligavam-se, a rigor, a certo descaso dos vários poderes públicos (federal, estaduais, municipais).

Decerto tranquilizados, agentes de tais poderes, por “prognósticos” um tanto apressados, para não dizer “ligeiros”, de que o Norte e Nordeste passariam já a partir de 2008, pelo menos, para um regime acelerado de falta de chuvas, savanização, desertificação etc. Porém, é impensável que tais mudanças pudessem ser tão abruptas a ponto de, num ano para o outro, se alterar repentinamente e por completo o perfil paisagístico e climático dessas duas regiões.

O descaso ou omissão que se vem de mencionar refere-se à não-manutenção de obras públicas (estradas, pontes, barragens, obras para contenção de enchentes, bueiros, passagens molhadas etc.). Além da ausência de fiscalização, permitindo e/ou propiciando a ocupação humana irregular em áreas de risco (nas encostas e áreas inundáveis), acúmulo inadequado de entulho e lixo, inclusive em leitos de rios, a par do desmatamento, das queimadas etc.

Logo, no caso, intervindo a concorrência entre duas modalidades de fatores, o de ordem hidroclimático e aquele referente à inépcia administrativa e tecnológica quanto ao planejamento e controle do espaço geográfico.

2.2- Erros Mais Comuns e Riscos na Homogeneização de Dados e Completamento de Falhas

No âmbito de qualquer problema, cabe primeiro sejam levantadas as principais dificuldades inerentes a sua abordagem. Em especial, sobre a natureza dos erros que, mais comumente, são cometidos. É o que se discute a seguir, em termos cautelares.

2.2.1- Qualidade dos dados

Uma questão básica refere-se à **Qualidade dos Dados**, conforme já referia Halphen (1954), ex-engenheiro-chefe da “Electricité de France” e um dos pioneiros no estudo de eventos extremos, quando fizera um inventário de erros e imprecisões nos dados hidrológicos, mas que se aplicaria a muitas outras áreas, como, por exemplo, na meteorologia/climatologia e ainda na oceanografia ou, ainda, num campo mais recente e inexistente à época, referentes à aquisição de dados automático-digitais e, por extensão, àqueles adquiridos por sensores remotos (em satélites), por radar etc.

Contudo, ele ainda se referia a “erros” que designara como de **“origem industrial”**, que são de importância no caso da “hidrologia estocástica”, ou seja, decorrentes de mudanças no regime das vazões de um rio em função de obras hidráulicas construídas em pontos diversos na bacia, a jusante ou a montante, por alterações na cobertura vegetal impostas por motivos diversos etc.

Com efeito, as agressões impostas pelo homem ao meio ambiente provocam graves distorções que prejudicam uma análise correta dos fatos. Para manter o enfoque na área hidrológica, consideremos a destruição das “matas ciliares” de proteção do curso de um rio, bem como, em consequência, o assoreamento de seu leito, a par da construção de obras de arte na bacia etc.

Ora, **tudo isto podendo significar que os dados históricos de vazão ou altura se refiram a “um rio que não existe mais”... Don-**

de, resultando que “o rio atual é outro...”. Em consequência, **previsões com os dados históricos “de um rio que não existe mais” não podem ser aplicados “ao rio atual”**. Assim, uma cheia que, pelos dados antigos, teria um **período de retorno de 50 anos**, na verdade poderá ter, agora, o **retorno médio de apenas dez ou mesmo cinco anos...**

Lembremos que um **período de retorno de N anos** para um dado evento (cheia catastrófica ou, ao contrário, vazão muito baixa) significa que tal evento se reproduz em média a cada N anos.

No caso da meteorologia/climatologia, devemos alertar para várias outras situações análogas, ou seja, também para dados de temperatura, da intensidade do vento etc.

Assim, serão apresentados exemplos, neste tocante, quase reais ou que assim poderiam ser considerados.

2.2.2-Riscos na homogeneização de dados

Exemplo 1

Suponhamos dados de chuva que se deseja examinar quanto a seu real comportamento (**a chuva aumenta, diminui ou se mantém estável?**). Ora, o “pesquisador” leu, não se sabe onde, que sempre é necessário “homogeneizar” os dados com os quais trabalha. Donde, resolve “podar”, da série histórica de chuva, os valores muito altos ou muito baixos. Tal proceder já fora alvitado no capítulo precedente.

Lembremos que, se existir uma tendência positiva, esta pode de-ver-se a ocorrerem valores seguidamente mais elevados. Ora, como foram “podados” todos os valores muito altos, isto pode levar à conclusão, errônea, da não-existência de uma tendência positiva. Ou no menos, toda a pesquisa vai restar submetida a muitas dúvidas e suspeitas. É claro que qualquer análise sobre extremos feita sobre dados “podados” terá muita chance de estar errada, donde, de escassa serventia.

No caso, há grande risco de se tratar de uma “homogeneização” realizada de maneira açodada (ou precipitada). Com efeito, deve-se considerar a possível existência de duas modalidades de heterogeneidades nesse contexto, conforme se indica a seguir:

1º) as de origem “artificial”, resultando de mudanças na localização dos equipamentos de medida, nos métodos de leitura, pela interferência de estruturas e de condições físicas nas vizinhanças (construções, proximidade de fontes de calor etc.) e ainda, mudanças da aparelhagem; **2º) as de origem “natural”**, ou seja, **“mudanças propriamente ditas”**, exatamente aquelas que se quer e/ou faz-se indispensável detectar.

O problema é que muitas das técnicas clássicas de “homogeneização” não permitem distinguir entre **“heterogeneidades artificiais”** (que deveriam ser eliminadas) e **“heterogeneidades naturais”** (aquelas que deveriam permanecer).

Deve-se chamar atenção para a circunstância de que, realmente, é difícil separá-las. Para isto, decerto, não se poderá lançar mão das técnicas tradicionais existentes na literatura, em termos de meras “caixas-pretas”. Mas o pior é que isto está sendo perpetrado de modo indiscriminado, por puro desconhecimento. Demais, **a questão é ainda mais crítica para dados diários**, como se mostrará a seguir.

2.2.3-Caso de Dados Diários

Exemplo 2

De fato, ao trabalhar com dados diários é que uma “podagem” indiscriminada deve conduzir, em geral, a resultados desastrosos!

Com efeito, **dados diários de chuva possuem uma “cauda superior” extremamente longa, uma vez que sua distribuição é muito assimétrica, em “J-invertido”**. Donde, valores na sua cauda (no lado direito do gráfico) costumam muito facilmente extrapolar a média da chuva em dois, três, quatro etc. desvios padrões...

Veja-se, pois, para dados diários, o Gráfico 3 referente à Estação Meteorológica (EM) do Instituto Astronômico, Geofísico e de Ciências Atmosféricas (IAG) da Universidade de São Paulo (USP).

Uma “cauda” muito longa, como se percebe nos dados da **EM/ IAG / USP**, nesse Gráfico 3, caracteriza, de maneira igual, os histogramas da chuva diária para postos pluviométricos em, praticamente, todas as localidades do mundo, nos dois hemisférios.

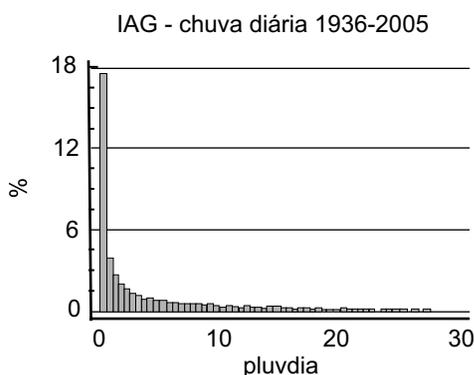


Gráfico 3 - Histograma para a Pluviometria Diária EM / IAG / USP 1936-2005 no lado direito do histograma é ainda maior !

Fonte: Pereira-Filho et al. (2007, p. 135).

Nota: Gráfico truncado para abscissas acima de 30mm, donde a “cauda” (Tail)

O Gráfico 3 poderia ainda apresentar-se como “misto”, com valores concentrados na origem, referentes aos dias sem chuva. Em regiões semiáridas, esta última condição (distribuição mista com “peso” concentrado na origem) poder-se-á tornar mais nítida; porém, dependendo ainda do número de intervalos de classe que se tenha escolhido.

2.2.4-Caso de dados mensais

A mesma situação de “assimetria” também poder-se-á aplicar à chuva mensal, em certos casos. Aliás, de praxe em regiões semiári-

das. Evidentemente, uma “assimetria” não tão grande como no caso diário.

Exemplo 3

Neste exemplo, consideram-se dados mensais para uma localidade no Semiárido nordestino/Ceará. Trata-se da **Chuva acumulada mensal (mm)** em **Limoeiro-CE**, na **Região Jaguaribana**. São observações mensais de janeiro a junho, no período **1964-2000**. Para tornar mais nítida a assimetria, ajustou-se a “lei gama” a esses dados. Veja-se, pois, a seguir **Gráfico 4**. Realmente, a assimetria não é tão grande como no caso diário, mas ainda é bastante perceptível. Cabe observar que, nem sempre, a chuva mensal é muito assimétrica, sendo isto mais comum nas regiões semiáridas.

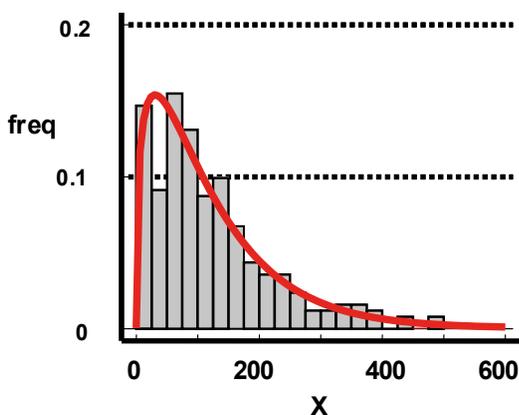


Gráfico 4 - Histograma para a Pluviometria Acumulada Mensal Limoeiro-CE/ Região Jaguaribana Jan./Jun. 1964-2000

Fonte: Xavier (2002 apud XAVIER; SILVA, 2010).

Mas há muitos casos, principalmente em áreas úmidas, em que é possível ajustar uma lei normal (desde que o ajuste conduza a uma curva gaussiana cuja **cauda abaixo de $x = 0$** , i.e., **para “ x inferior a zero”**, corresponda a uma probabilidade desprezível ou quase-nula) ou ainda uma lei lognormal ou gama de baixa assimetria.

2.2.5-Riscos no completamento de falhas

Exemplo 4

Outros problemas ocorrem quando se procura fazer um **“completamento de falhas”**. Suponhamos, pois, que se deseja estudar a **“ilha de calor”** de uma cidade de médio porte, comparando os dados de **n=6 postos pluviométricos dentro da área urbana**, mais **m=5 postos no entorno rural**. Destes últimos, descobre-se que **k=3 contêm falhas e supostos erros**.

Por outro lado, imaginemos ainda que o pesquisador **“escutou”** ser possível **“completar” e/ou “corrigir” esses dados**, ao comparar os valores da chuva de cada posto num determinado dia, mês etc., com as médias de postos vizinhos. De usual, o **“completamento”**, ou **“correção”**, será feito utilizando **“pesos”** apropriados.

Porém, decorre que se os referidos três postos rurais possuem **“vizinhos”** urbanos, é claro que a pesquisa poderá ficar deturpada e fatalmente falseada, pois os dados dos postos rurais, completados com a intervenção de seus vizinhos na cidade, ficam **“contaminados”** pelas anomalias existentes nestes últimos, resultantes do **“domo de calor” urbano**.

Por outro lado, é péssimo executar um procedimento técnico com base exclusiva no que se **“ouviu falar”**. Procure-se antes uma **“bibliografia de boa procedência”** e se inteire melhor a respeito do problema e detalhes da metodologia.

2.2.6-Outras modalidades de erros

Concluimos esta secção referindo duas modalidades de **“erros”** não usualmente mencionadas na literatura científica, ou seja, com respeito à existência de **erros por excesso ou falta nos procedimentos metodológicos**.

Tais erros de ordem metodológica envolvem, seja empregar método

bastante complexo para resolver um problema muito simples ou, pelo contrário, método simples em demasia para tratar problema que, em si, é de grande complexidade. Nos dois casos, seria equivalente a usar um míssil terra-ar para matar a mosca que nos importuna e, pelo contrário, um jornal dobrado para tentar a derrubada de uma aeronave inimiga...

Entre os variados “erros por falta”, arrola-se ainda a **parcimônia na utilização de técnicas matemáticas, estocásticas ou físicas para solução de um problema complexo**. Outrora, para a solução de problemas, bastava, em geral, utilizar uma única técnica.

Contudo, atualmente, problemas sobre variações, flutuações e mudanças climáticas são muito complexos, donde pode tornar-se conveniente e até indicado conjugar entre si técnicas complementares. Com efeito, resultados suportados por duas ou mais técnicas alcançam maior confiabilidade.

2.3-Dois Modos na Análise de Extremos

Vamos ainda insistir sobre extremos. A rigor, há dois modos básicos no que se refere a sua análise.

Na **1ª modalidade**, emprega-se a **Técnica clássica dos Quantis, quando os extremos nas caudas superior e inferior de uma série histórica de dados podem ser analisados conjuntamente e, inclusive, avaliando como também se comportam os valores intermediários da referida série cronológica histórica.**

Se $F(x)$ é a função de distribuição da **variável aleatória X** em causa, lembremos que um **quantil $Q(p)$** desta variável, **associado a uma ordem quantílica (ou probabilidade) p** é tal que $\text{Prob}\{F(x) \leq Q(p)\} = p$; mas se trata aqui, realmente, de “definição” não-geral ou simplificada.

Quantis na cauda superior serão aqueles com probabilidade p relativamente próxima de 1 (um). **Quantis na cauda inferior**, se p for muito pequena ou próxima de 0 (zero).

A **Técnica dos Quantis**, sem dúvida, é **método de eleição no estudo de séries históricas climáticas, hidrológicas e outras**. Referências básicas encontram-se em Xavier; Xavier e Alves (2007) e Xavier (2001) e artigos que os precederam. Exemplo de aplicação em problemas ligados a mudanças globais encontra-se em: Beniston e Stephenson (2004). Remete-se ao **Capítulo 3**.

Quanto à **2ª modalidade**, trabalha-se com **Modelos**, muito usados por hidrólogos. Começam agora a ser também utilizados **Assintóticos de Extremos** no estudo de Mudanças Climáticas Globais e, em especial, no estudo de desastres naturais (enchentes, secas etc.).

Contudo cabe lembrar que essa técnica aplica-se à análise, pode-se dizer, de **extremos de extremos**. Como máximos de chuvas máximas ou de temperaturas máximas etc. Ou então, mínimos de chuvas mínimas ou de temperaturas mínimas etc.

Segue-se que tais métodos assintóticos não servem à análise conjunta de extremos nas duas caudas de uma mesma distribuição, ou seja, ao longo de uma dada série histórica (ambiental, hidrológica, climática etc.).

Por outro lado, ao estudar extremos para chuvas máximas e extremos para chuvas mínimas, por métodos assintóticos, de fato, estudamos em separado duas séries distintas, a de chuvas máximas e aquela de chuvas mínimas (anuais, mensais etc.), com resultados não comparáveis entre si.

Tem havido, realmente, alguma confusão da parte de pessoas que estão inadvertidas da existência desses dois modos distintos para a análise de extremos. Ou então, que se impressionam pela inoportuna necessidade de seguir um “modismo efêmero”.

Exemplos 5, 6, 7, 8

(5) Considere-se a análise da **série histórica de chuvas acumuladas** em **JANEIRO**, de **1930 a 2003**, numa localidade. Ou seja, anos com chuvas acumuladas deficitárias, excepcionais ou na “normalidade”, no referido mês. Uma análise conjunta do problema exigirá o emprego da **1ª modalidade** de análise de extremos, pois não faria sentido aplicar “modelos assintóticos de extremos”, pois os resultados para as duas caudas seriam não-comparáveis, além de constituir uma sofisticação indesejada e inteiramente imprópria. Idem, para a análise das **chuvas acumuladas durante a “quadra chuvosa”** no mesmo período

(6) Seja agora a planilha das chuvas acumuladas mensais (de janeiro a dezembro) na referida localidade, de **1930 a 2003**. Para cada ano, considere-se a chuva mensal máxima. Obtém-se, desta maneira, uma série de $N=2003-1930+1=74$ observações de chuvas mensais máximas, em geral, ocorrendo em meses distintos. Neste caso, faz sentido empregar um modelo assintótico para máximos. Análogo tratamento aplicaríamos à série de chuvas mensais mínimas. Neste caso, obviamente, um modelo assintótico para mínimos. Logo, serão análises independentes, não conjuntas, que se referem a duas séries distintas, embora extraídas de uma mesma planilha de dados. Portanto, neste contexto, ficamos no domínio da **2ª modalidade** de análise de extremos.

(7) Suponhamos, em seguida, dispor dos dados de chuvas diárias, ainda em **JANEIRO**, de **1930 a 2003**. A partir daí, podemos determinar, para cada ano, a chuva diária máxima em janeiro, bem como a chuva diária mínima também em janeiro. Assim, vale estudar a ocorrência de máximos para esses máximos, bem como, de mínimos para os mínimos.

Tais análises devem ser conduzidas através dos referidos métodos assintóticos, ou **2ª modalidade** de análise de extremos. Note-se que, mais uma vez, seriam análises não-conjuntas e, demais, para duas

séries de dados completamente distintas, embora dizendo respeito a uma mesma localidade e um mesmo elemento da atmosfera.

(8) Finalmente, ainda a partir das chuvas diárias em **JANEIRO**, podemos estar interessados na chuva acumulada mensal para as chuvas diárias a partir de 30mm, ainda ao longo de **1930-2003**. Para esta série faria sentido realizar um estudo utilizando as duas modalidades de métodos, ou seja: **a]** Uma análise ao longo de toda a “gama” de valores, por via da **1ª modalidade de métodos**. **b]** Uma análise apenas para os extremos superiores, empregando a **2ª modalidade de métodos**, ou seja, uma análise por via dos modelos assintóticos. A escolha vai depender, decerto, dos objetivos que se tiver em mente.

Para a bibliografia sobre “métodos assintóticos”, as melhores obras ainda são assinadas por hidrólogos, pois foi na hidrologia onde a técnica nasceu, com o concurso de muitos especialistas na área, como Gumbel (1958) e Halphen (1954). Porém, alguns probabilistas de renome também contribuíram para essa área, como foi o caso de Fréchet (1927).

Omite-se aqui uma bibliografia detalhada. Além das obras clássicas há outras atuais, de grande valia, trazendo desenvolvimentos mais recentes, uma delas referida na bibliografia.

2.4-Extremos em Previsões Sazonais

Nesta secção, referimos a modelos de previsão climática sazonal para o Ceará e Nordeste Setentrional (Norte do NE), sob a designação “**Tempo de Chuva**”, descritos em Xavier (2001), bem como objeto de vários artigos anteriores. De fato, os primeiros trabalhos nessa direção datam de 1985.

No **III Simpósio Internacional de Climatologia, em Canela – RS, SBMET, Outubro de 2009**, foi apresentado um artigo em *poster* tratando de tais modelos e de sua avaliação ao longo do período 1964-2008 e em separado para 2009.

Todos os tais modelos possuem um caráter estatístico-estocástico. As previsões do “**Tempo de Chuva**”, para as 8 (oito) regiões “pluviometricamente homogêneas” no Ceará são de natureza intervalar. Com limites inferior e superior do nível de confiança escolhido, geralmente 95%.

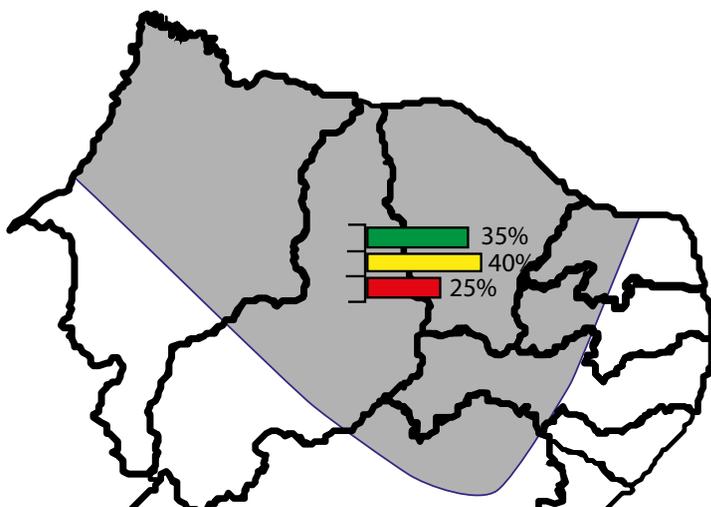
Um problema a ser debatido refere-se ao fato de que a maioria dos modelos de previsão climática sazonal não permitem a detecção/previsão de extremos, em especial, no caso da maioria dos modelos numéricos.

Isto, em particular, foi verificado para 2009, com chuvas extremas em praticamente todo o Semiárido nordestino e região amazônica, no decorrer do primeiro semestre do ano, sem haver qualquer respaldo prévio dos prognósticos oficiais.

Assim, em evento internacional do Ano da França no Brasil, na Fundação Cearense de Meteorologia e Recursos Hídricos (FUNCEME), tratando sobre o tema “Clima e Consequências Socioeconômicas”, 08-09 junho/2009, a grande maioria dos usuários convidados ficou surpresa, pois nenhum dos modelos numéricos apresentados havia sequer cogitado na possibilidade de ocorrerem chuvas e enchentes tão devastadoras. O que decorria em função de sua incapacidade para reconhecer “extremos”.

A razão, em parte, são seus prognósticos basearem-se geralmente em “tercis”, com eventos distribuídos por apenas **três classes**: uma **inferior** (abaixo da classe que contém a média), outra **normal** (que contém a média e, em especial, a mediana) e uma **superior** (vindo acima da classe anterior ou intermediária).

Veja-se, pois, uma das previsões divulgadas por meios oficiais para o Ceará e Nordeste semiárido, com respeito a 2009, exibida no referido evento, conforme o Mapa 1, a seguir.



Mapa 1 - Previsão das Chuvas em Fevereiro-Abril no Semiárido Nordestino (Exclui “Zona Da Mata”, Inclui CE)

Fonte: Workshop... (2009).

Pelo exame deste Mapa 1, conclui-se:

1. A previsão não permitiria prognosticar as chuvas excepcionais sobre todo o Semiárido, pelo motivo já citado de envolver apenas 3 (três) classes.

2. De um lado $(35+40)\% = 75\%$ foi a probabilidade de chuva prognosticada na normalidade ou acima desta; $(40+25)\% = 65\%$, a probabilidade de chuva na normalidade ou abaixo. Ora, 75% e 65% não diferem muito entre si. Como, afinal, também 35% (chuvoso) e 25% (seco) são valores bastante próximos. Donde se torna ainda mais evidente sua ineficiência.

3. Resulta de tudo isto ser uma previsão, nesses moldes, “pobre” em demasia, oferecendo pouco interesse ou informação ao agricultor ou demais usuários. Na verdade, bons modelos de previsão são dos mecanismos mais eficazes à mitigação de eventualidades adversas ou, no menos, para os governos se prepararem ao “melhor” ou ao pior”.

Cap 2 - Mudanças Climáticas. Extremos de Tempo e Clima

Isto não vai significar que os modelos numéricos possam ser menosprezados, muito pelo contrário, como será visto no que se segue, em termos de considerações julgadas relevantes.

De fato, a melhor estratégia seria que interagissem entre si modelos numéricos (que não devem ser descartados em vista de sua grande importância teórica), modelos estatístico-estocásticos e os chamados modelos híbridos, desta forma, sempre esperando o aprimoramento de tais modelos.

Por outro lado, caberia incentivar que os modelos numéricos ou híbridos passassem a utilizar pelo menos 5 (cinco) classes para as informações da previsão climática. Já várias vezes, ultimamente, no cenário meteorológico-climático brasileiro, começam a ser favoráveis a uma tal mudança, no sentido de que as previsões climáticas se tornem mais objetivas.

2.4.1-Valores “excepcionais”

Cabe uma menção ao **registro de valores excepcionais** que, em algumas fontes, são por tradição catalogados como “extremos”. Por exemplo, no caso de “chuvas excepcionais”, as anotações da chuva máxima diária em dias sucessivos ao longo de um mês ou período de tempo, sobre dada área (região etc.), levando em conta todos os postos naquela área. **Ora, são ocorrências pontuais e episódicas de interesse muito relativo do ponto de vista da climatologia.**

Com efeito, se tais ocorrências forem marcadas sobre um mapa, em dias consecutivos, irão “saltar” de um ponto a outro daquela região geográfica, sem revelar, em geral, qualquer comportamento sistemático. Assim, por se tratar de ocorrências pontuais resultando de micro sistemas locais, será de esperar que não guardem relação nítida com o que acontece em toda a área. Portanto, se seus valores numéricos forem sequenciados, obtemos uma série temporal “dispa-ratada”, o mais das vezes, sem os valores consecutivos guardarem maior relação entre si do ponto de vista geográfico, ou quanto à atuação de análogos sistemas atmosféricos existentes na área.

Donde, não fazer sentido aplicar-lhe técnicas de extremos quantílicos, muito menos assintóticos, exceto se previamente provado que a série obtida não é tão “disparatada”, embora isto seja bastante raro.

Contudo, não significa serem eles desprovidos de importância científica. Donde, ser válido realizar estudos de casos, de caráter sinótico, para aqueles eventos de fato mais inesperados.

De qualquer maneira, depreende-se que “catálogos” sobre tais “eventos excepcionais” não seriam desnecessários, pois podem ajudar em apontar para eventos, geralmente localizados, que mereçam algum estudo. Por outro lado, seu eventual adensamento em alguma subárea poderia indicar a existência de ocorrências que, embora locais, possam assumir um significado mais geral.

2.4.2-Outras técnicas de análise climática

Há um grande número de técnicas estatísticas estocásticas que complementam as análises pelos dois modos de técnicas para extremos, permitindo assim extrair novas informações, que poderão enriquecer e/ou complementar uma pesquisa. Por outro lado, para certos resultados duvidosos, os demais instrumentos de análise poderão seja corroborar seja rejeitar resultados já obtidos. Essas técnicas serão citadas, inicialmente, sem detalhes de ordem metodológica e teórica, para mero conhecimento de sua existência.

Por outro lado, num espírito preconizado por Halphen (1954), cabe lembrar o primado do empirismo sobre todo entusiasmo prematuro por qualquer formalismo matemático. Além disso, o formalismo matemático decorre, quase sempre, de uma análise empírica preliminar bem conduzida. Obviamente, numa etapa subsequente, precisamos nos apropriar de tal formalismo, ou mais exatamente, passar a uma etapa de domínio das técnicas correspondentes e do seu devido uso. Obviamente, desde que se mostrem promissoras para a solução e/ou o encaminhamento de nossa “situação problema”.

Na análise de mudanças climáticas a partir de séries históricas cabe, em geral, examinar o comportamento de cada série temporal, sob vários aspectos, em termos do emprego de procedimentos específicos devidamente bem selecionados.

É impossível tratar ou mesmo apenas mencionar todas as técnicas disponíveis. Assim, no próximo **Capítulo 3**, passamos à discussão sobre **cálculo de probabilidades e suas bases estatísticas** e ao estudo da **técnica clássica dos quantis**.²

Já no **Capítulo 4**, dispõe-se de uma apresentação dos **métodos assintóticos de valores extremos generalizados**, como também de uma **análise de eventos raros por via dos modelos poissonianos**.

No **Capítulo 5**, trata-se a **Análise de Variância** e outras técnicas congêneres com seu séquito de testes complementares, em vista de sua importância e versatilidade nas aplicações. Nesse contexto, serão detalhadas as várias etapas dessa modalidade de análise, além de ser apresentado um exemplo didático elucidativo.

Por fim, a partir do **Capítulo 6**, passa-se ao estudo de casos na área climática, através dos quais, demonstra-se sua eficácia, começando, então, pela análise de Variações, Flutuações e Mudanças Climáticas. Nos Capítulos 7, 8 e 9 seguintes, dá-se continuidade a tais estudos.

Conclui-se com o **Capítulo 10**, já mencionado, para complementar o estudo teórico e prático da técnica clássica dos quantis, agora com ênfase em suas estimativas.

² **Nota importante:** Esse **Capítulo 3** talvez seja o único que poderá oferecer alguma dificuldade ao leitor, em especial, se não tiver melhor preparação prévia em probabilidades, bem como o Capítulo 10, o qual deverá dar-lhe certa continuidade. Assim, recomenda-se que, para os referidos dois capítulos, o leitor deve limitar-se de início a uma “leitura transversal”, ou seja, com ênfase nas idéias e, assim, descartando em primeira aproximação detalhes dos cálculos.

CAPÍTULO 3: PROBABILIDADES E SUAS BASES ESTATÍSTICAS: QUANTIS E ORDENS QUANTÍLICAS: FUNÇÕES- QUANTIL

Introduz-se aqui o tratamento de Técnicas para Detecção de Extremos. Começando pelas bases estatísticas do cálculo de probabilidades, logo passamos a uma abordagem introdutória à técnica clássica dos quantis, culminando no conceito de funções-quantil. Para Modelos Assintóticos e Extremos Generalizados, remete-se ao capítulo seguinte, onde ainda serão estudadas as Leis Discretas Markovianas na Modelagem de Eventos Raros.

A experiência mostra ser incomum as pessoas guardarem ideias precisas sobre a distinção entre Probabilidade e Estatística. Com frequência as confundem, pois a “linha divisória” é tênue. Donde, não ser inútil, muito pelo contrário, começar estabelecendo tal separação.

3.1-Distinção entre “Probabilidade” e “Estatística”

Em livros didáticos e técnicos, ou mesmo em obras especializadas, é fora do comum encontrar-se uma separação clara entre probabilidade e estatística. Mas não é tão difícil chegar a tal distinção, pois uma maneira singela de fazê-lo é através do chamado **modelo da urna**, o qual remete a situações bem conhecidas, envolvendo a extração de bolas ou fichas de urnas, o lançamento de dados e a retirada de cartas de um baralho. Por fim, a sorteios através de “globos lotéricos” e “roletas”, ou mesmo por via de dispositivos digitais.

Poder-se-ia argumentar ser isto elementar ou improdutivo. Mas não é, pois, partindo de tal modelo básico ou suas variantes, consegue-se gerar diversas estruturas probabilístico-estatísticas sofisticadas. Além de servir de inspiração óbvia para desenvolver procedimentos de Simulação ou de “Monte-Carlo”, que permitem atacar problemas de decisão para os quais técnicas matemáticas subjacentes ainda não existam, ou sejam por demais complicadas às finalidades de um tratamento analítico.

De fato, pode-se sempre identificar um “modelo da urna” por trás de pesquisas epidemiológicas e inquéritos de vendas e *marketing*, ou de previsões eleitorais e de Pesquisas por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) etc. Em tais situações, a “urna” encerra, sem dúvida, um caráter mais realista e certa complexidade, comparáveis ao de um grupo social, de uma população, do conjunto de domicílios a serem visitados, de votos numa “boca de urna”, de um surto de dengue etc.

Além disso, cabe cogitar sobre o porquê de tirar amostras. O motivo é óbvio, a impossibilidade de, na maioria das vezes, examinar um a um todos os elementos da “população”. Em geral, por insuficiência de recursos ou tempo, ou mesmo porque os elementos submetidos a exame são destruídos ou avariados, como em testes mais rigorosos na análise da qualidade de enlatados industriais, munição etc.

Outro motivo relevante refere-se à circunstância de que somente a partir de uma amostra poderão ser obtidas informações minuciosas e/ou de melhor qualidade. Ver **exemplos 5 e 6** em Xavier et al. (1975) e Xavier et al. (1985). Acrescente-se que, se as populações forem muito heterogêneas ou estratificadas, é como se fosse necessário levar em conta a extração dos elementos e/ou das respectivas informações mediante a conjunção de duas ou mais “urnas”.

A rigor, a distinção entre problemas de ordem probabilística e os de ordem estatística, por via do “modelo da urna”, reside nos fatos seguintes:

No problema probabilístico, supõe-se conhecer a estrutura ou composição da urna. Onde, a questão é determinar a probabilidade de que amostras dela extraídas possuam certas características requeridas. Trata-se de problema relativamente simples sob um ponto de vista conceitual, de sorte que as probabilidades em causa possam ser calculadas, muitas vezes, por métodos combinatórios bem conhecidos.

Já no problema estatístico, ignora-se ou só é parcialmente conhe-

cida a constituição da urna, donde o propósito é “adivinhar” (ou “inferir”) sua composição a partir de uma ou mais de suas amostras. Trata-se de um problema, geralmente, bastante mais intrincado do ponto de vista teórico-prático. Por outro lado, nos dois casos, regras para a extração das amostras devem ficar bem definidas.

De certa forma, como se percebe, **os problemas de ordem estatística são inversos, do ponto de vista conceitual, aos problemas de ordem probabilística**. Nestes últimos, caminhamos da(s) “urna(s)” para a(s) “amostra(s)”; naqueles, o percurso é feito ao contrário.

Pelo que se expôs, torna-se fundamental um conhecimento básico da “**Análise Combinatória**”, principalmente quanto a suas aplicações no “**Cálculo de Probabilidades**”. Remete-se para este fim a Xavier e Xavier (1974), bem como, ainda, à consulta de Andreescu e Feng (2004); Niven (1965); Marcus (1998) e Vilenkin (1972).

Em problemas mais complexos, pode encontrar-se envolvida a contagem de rotas, estratégias, arranjos moleculares etc. Por outro lado, muitos livros de cálculo de estatística ou de probabilidades comportam resumos menos ou mais estendidos sobre os métodos combinatórios. Por curiosidade histórica, vale à pena folhear Wittworth (1870).

No contexto de um problema estatístico de inferência, faz-se, em geral, necessário estimar uma “probabilidade de erro” inerente ao processo de inferência, o qual se comporta como uma “adivinhação”. Se a cada elemento da urna estiver atribuído um valor numérico significativo, note-se que, neste caso, a urna, ou população, poderá ser descrita por uma variável numérica X . Nosso problema, então, assumirá várias facetas:

1º] Estimar a média, desvio padrão *et coetera* de X a partir dos respectivos valores observados na amostra. Por exemplo, espera-se ser possível, sob certas hipóteses, obter um intervalo de confiança para a média m da população. Ou seja, um intervalo

$[m-\delta ; m+\delta]$, que, em geral, está centrado na “média amostral” m (ou então na “mediana”) de sorte que a probabilidade de m encontrar-se dentro desse intervalo seja tanto quanto possível elevada. Neste caso, trata-se de uma probabilidade de confiança ou acerto $q = 99\%, 95\%, 90\%, \dots$, donde o erro se estima pela probabilidade $p = 1 - q = 1\%, 5\%, 10\%, \dots$;

2º] Realizar um teste de hipóteses que, certas vezes, encontra-se relacionado ao problema precedente;

3º] Por fim, em outra situação, trata-se de ajustar uma lei de probabilidades aos dados, ou seja, uma “lei” capaz de descrever o comportamento aleatório da variável X .

Em certos casos o problema poderá ser ainda “multivariado”, ou seja, comportar a análise de N variáveis X_1, X_2, \dots, X_N , em vez de “univariado” ou “bivariado” .

Nesta publicação, supõe-se que usuários ou leitores guardem noções prévias das técnicas estatísticas básicas. Apresentá-las aqui, mesmo as mais básicas, seria impossível e/ou contraproducente.

São, porém, citadas algumas obras nessa direção, de utilidade para eventual revisão das técnicas envolvidas: Bussab e Morettin (2003); Brooks e Dick (1969); Chatfield (1970); Chatfield (1983); Freund e Williams (1991) (minidicionário+rudimentos de estatística); Freund e Wilson (2003); Guenther (1965); Guenther (1973); Hirsch (1957); Larson (1969); Meyer (2000); Sachs (1978); Spiegel e Stephens (1999); Walpole (1969) e Wine (1966).

Além disso, citam-se obras mais recentes e/ou dirigidas a aplicações nas áreas de Climatologia, Geografia, Engenharia Ambiental etc.:

Berthoueux e Brown (2002); Box; Hunter e Hunter (2005); Davis (2002); Dowdy; Wearden e Chilko (2004); Gregory (1963); Montgomery

Aplicações de Modelos e Técnicas na Detecção de Variabilidade no Clima e Extremos

e Runger (2003); Rogerson (2001); Rohatgi (1984); Rohatgi (2003); Ross (2004); Storch e Zwiers (1999); Walpole et al. (2007) e Wilks (2006).

Livros de estatística, praticamente todos, trazem introduções ao Cálculo de Probabilidades, como suporte à compreensão das técnicas estatísticas inferenciais: à estimação e testes de hipóteses, a intervalos de confiança e tabelas de contingência etc.

Também, sobre outros tópicos clássicos, como regressão e análise de variância, incluindo noções de Estatística Descritiva, ou seja, técnicas básicas para a descrição das amostras, que é etapa preliminar ao processo inferencial e/ou decisório.

Por outro lado, desde que os princípios da Inferência Estatística baseiam-se na Estatística Matemática, em alguns dos livros citados, pode-se também encontrar um tratamento resumido dessa última disciplina ou, mesmo, até levada mais a fundo. Assim, obras exclusivas sobre esse assunto serão citadas apenas em contextos muito específicos. De fato, a Estatística Matemática funcionaria como uma sorte de “ponte” interligando entre si o cálculo de probabilidades e a inferência estatística, seja mediante métodos clássicos ou, então, por via da análise bayesiana.

A respeito, pode-se tentar estabelecer um esquema, como o que se segue, de fato muito simplificado ou incompleto, principalmente porque as relações ou imbricações entre as várias matérias envolvidas são, na verdade, bem mais complexas, pois envolvem aspectos ligados a avanços relativamente recentes.

Em certos contextos, intervêm ramos especializados da Estatística, como a Teoria da Amostragem, que trata da construção de modelos amostrais para situações reais, aplicáveis a pesquisas de mercado, eleitorais, epidemiológicas, educacionais, levantamentos por amostragem de domicílios etc. As técnicas permitem determinar, ainda, tamanhos ótimos para amostras, tendo em vista os fins a que se destinam.

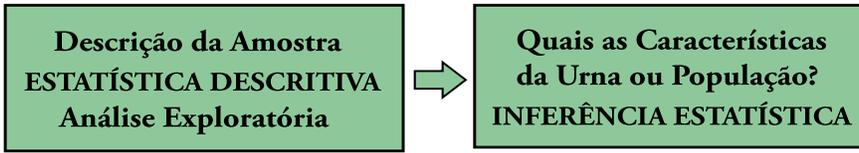


Figura 2 - Descrição de uma Amostra / Características da Urna ou População Estatística Descritiva/Análise Exploratória - Inferência Estatística

Fonte: Elaboração Própria da Autora.

No que diz respeito à inferência, cabe ainda distinguir entre:

- a) técnicas **paramétricas**, para as quais são, ordinariamente, feitas hipóteses prévias sobre as leis probabilísticas que as regem;
- b) não paramétricas, quando o processo de ordem inferencial independe de hipóteses sobre a natureza dessas leis.

Recomenda-se, a menos de resultados apenas prospectivos, evitar a apresentação de conclusões desacompanhadas das respectivas probabilidades de erro. É defeito capital encontrado em muitas publicações. Por exemplo, não é incomum que o pesquisador se entusiasme por um coeficiente de correlação que julga elevado, no contexto de sua pesquisa, digamos $R = 0,58$. Mas para o qual não teve o cuidado de estimar o erro envolvido.

De fato, para uma amostra pequena, pode acontecer que o coeficiente de correlação $R=0,58$ represente, eventualmente, resultado não dotado de qualquer significância estatística, desde que sua probabilidade de erro p seja excessiva, como por exemplo da ordem de $p > 45\%$.

Porém, já numa amostra suficientemente grande, um coeficiente de correlação $R=0,37$, embora inferior, poderá eventualmente constituir um resultado significativo, desde que se tenha uma probabilidade de erro $p < 0,05$ (5%); $< 0,01$ (1%); ou mesmo altamente significativo, ou seja, se $p < 0,001$ (1/1000).

Pergunta-se: $p=10\%$ seria aceitável? Depende do ponto de vista do pesquisador, ou seja, se ele consente correr um risco cujo erro vai até tal nível. Trata-se de opção pessoal, mas que deve restar clara e, se for o caso, justificável. Cabe lembrar que, nos textos tradicionais, trabalha-se usualmente com $p=5\%$, mas tal escolha decorre apenas da tradição, que tem mais razão de ser, pois os atuais “pacotes” computacionais-estatísticos já permitem obter estimativas exatas das probabilidades de erro. Além do mais, na maioria dos testes, o pesquisador consegue, em geral, conferir os cálculos respectivos, para obtenção das estimativas, por via de procedimentos numéricos.

Há outros desdobramentos no que se refere ao emprego conjunto de procedimentos estatístico-probabilísticos, como o **estudo de séries temporais** (ou cronológicas), a **análise de decisão** sob riscos. Enfim, no campo de especialidades como a **biometria**, a **sociometria**, a **econometria**, a **psicometria**. Por sua vez, a **ambientometria** é especialidade atualmente em estado de emersão.

Cabe também insistir na importância de área relativamente nova, a **Análise Exploratória de Dados (AED) - *Exploratory Data Analysis* (EDA)**, a partir dos trabalhos de John Wilder Tukey (1915-2000), consolidados em obras como: Tukey (1977); Mosteller e Tukey (1977) e Hoaglin; Mosteller e Tukey (1983). Em certo sentido, uma extensão da “Estatística Descritiva” clássica. Por outro lado, beneficiam-se, ou têm continuidade, com as técnicas de Mineração de Dados - *Data Mining*. Ver, na mesma linha, com recursos do MATLAB: Martinez e Martinez (2002) e Martinez; Martinez e Solka (2010).

A **AED-EDA** também comporta técnicas quantitativas, mas a ênfase é mais nos gráficos, no sentido de que estes consigam revelar “aspectos estruturais escondidos ou insuspeitos”, ou seja, ensejando um novo *insight* ou maneira de ver os dados e os problemas respectivos. Por exemplo, no que diz respeito à escolha entre métodos determinísticos e estocásticos, a **AED-EDA** é, de certa forma, neutra, pois

serão os resultados quantitativos e principalmente os gráficos que vão sugerir os modelos apropriados.

Por fim, nos diversos livros utilizando a “Linguagem” (ou *Software R*) e também em miríades de monografias e manuais tratando da mesma linguagem, estão, em geral, assimilados os procedimentos no âmbito da **AED**, à parte de novas propostas e aberturas.

Veja-se: Adler (2010); Braun e Murdoch (2007); Chambers (2008); Cohen e Cohen (2008); Correa e González (2002); Crawley (2007); Crawley (2013); Dalgaard (2002); Dalgaard (2008); Everitt (2005); Everitt e Hothorn (2010); Fox (2002); Logan (2010); Kuhner e Venables (2005) e Teetor (2011). Além de tais livros, monografias etc., existe ainda enorme quantidade de materiais disponíveis na Web, em contínua expansão e de acesso em geral livre.

Cabe não esquecer a contribuição francesa para a Análise de Dados Multidimensionais, que, em muitos pontos, exhibe uma forte intersecção com a **AED-EDA** de inspiração norte-americana. Assim, remete-se a Bertier e Bouroche (1975); Caillez e Pagès (1976); Saporita (1990) e outros.

Uma observação a mais, ao estudante ou profissional desejoso de se atualizar nas modernas técnicas estatístico-estocásticas, é ter em mente que todas as obras citadas - exceto, talvez, Spiegel e Stephens (1999) - ultrapassam o nível de conhecimentos com que usualmente tais assuntos são vistos nos cursos de graduação ou até de pós-graduação nas áreas aplicadas.

Assim, recomenda-se partir do reexame de algum livro que já tenha estudado, mesmo que de nível ainda elementar, de onde poderá executar o devido “salto”, qualitativo e quantitativo, para um domínio maior e mais consciente no emprego das técnicas, antigas e novas.

Também, não se recomenda entusiasmo prematuro por “novidades” veiculadas em “revistas especializadas”. Muito menos, o costume de apelar para recursos computacionais já prontos, mas, em especial,

quando se é incapaz de entender plenamente os detalhes teóricos escondidos por trás dos programas, o que é mais grave. Por último, muitíssimo cuidado com certos materiais colhidos na *Web*.

Outra vertente a considerar, também de importância para aplicações nos dias atuais, são processos ligados ao espaço geográfico, como ocorrem em meteorologia, climatologia, oceanografia, hidrografia etc., enfim, na própria geografia, que exijam o contributo das técnicas de geoprocessamento.

3.2-Funções-Quantil e Leis Probabilísticas

Nesta secção, trata-se com mais detalhes dos conceitos de quantil e de ordem-quantílica, introduzidos no capítulo anterior. Assim, esses dois conceitos passarão agora a ser vistos sob um ponto de vista sintético, em termos do que se designa como função-quantil (*quantile function*, ingl.; *fonction quantile*, fr.). Demais, todos os conceitos ligados à noção primitiva de “quantil”, ou dela decorrentes, serão aqui estudados preliminarmente para leis probabilísticas e, só depois, estendidos ao caso de distribuições empíricas ou amostrais.

Dever-se-ia perguntar: por que começar estabelecendo a definição de **quantil** e de **ordem-quantílica** (enfim de **função-quantil**) a partir do caso teórico, ou seja, para leis de probabilidades? E mais: por que não para distribuições empíricas, ou seja, para coleções de dados numéricos observados ou coletados?

Com efeito, na prática, somente a posteriori ajusta-se uma distribuição teórica a uma coleção de dados para modelá-los probabilisticamente. Tal procedimento, aliás, exigindo que se teste a qualidade de cada ajuste feito.

Aqui e no que se sucede, utiliza-se o tratamento dado em Xavier; Xavier e Alves (2007), onde, aliás, caberia buscar outros pormenores ou alguns comentários, aqui não reproduzidos. De fato, por incrível que pareça, começa-se pelo caso teórico porque o entendimento do

conceito torna-se mais simples por via de leis probabilísticas, conforme os seguintes motivos:

A definição de *quantil* no caso teórico, ou seja, para distribuições de probabilidades, resulta de uma forma natural e inteligível em termos de sua interpretação geométrica;

Além disso, a compreensão e o conhecimento adquiridos com leis probabilísticas vão fornecer-nos a devida orientação para o tratamento da mesma questão com dados empíricos.

Por fim, uma das técnicas usadas na estimação de quantis reside no ajuste prévio de um modelo teórico de natureza probabilística às observações empíricas.

Além de tudo isso, vamos nos restringir ainda um pouco mais, ou seja, considerando inicialmente apenas o caso contínuo, que, na verdade, é bem menos complicado de tratar.

Uma “tática” em aparente contradição com a circunstância de, neste caso, uma “soma” ser na verdade uma integral \int em vez do somatório Σ . Por outro lado, a escolha do caso contínuo não constitui restrição apreciável, pois, em muitas aplicações nas ciências e na tecnologia, incluindo as ciências humanas e médicas, os fenômenos aleatórios são contínuos. Exceto em situações especiais envolvendo “problemas de contagem”, que conduzem a leis discretas; ou quando “leis mistas” forem também apropriadas.

Em todo caso, a abordagem de variáveis discretas e mistas envolve peculiaridades, além de certas dificuldades conceituais, como será visto depois. Quanto ao caso empírico, trata-se em capítulo posterior.

3.2.1-Caso contínuo

Vamos supor que nossa variável aleatória X refere-se à chuva, para apenas manter os “pés-no-chão”, ou seja, considerar uma situação prática. Assim, supõe-se que, em dado local, a chuva acumulada em certo

intervalo do ano (mês, bimestre, trimestre, quadrimestre, semestre etc.), com respeito a anos consecutivos, é uma variável aleatória contínua.

Na escolha da chuva, não há perda de generalidade, pois todos os resultados obtidos aplicam-se a qualquer outro fenômeno também descrito por uma lei contínua, como temperatura do ar, velocidade do vento, concentração de um poluente no ar ou na água, renda de cidadãos, valor da glicemia etc. Em certos casos, é possível supor que a variável X (seja ainda a chuva) obedeça a uma **lei normal** ou **gaussiana**. Haverá só o cuidado de considerar o que se explica a seguir:

A variável aleatória X = “altura da chuva” (“chuva acumulada”) é não negativa, ou seja, vale $X \geq 0$. Para tornar factível a modelagem pela lei normal, cuja densidade vai desde $-\infty$ a $+\infty$, segue-se que a área na “cauda” (de $x=-\infty$ à origem $x=0$) da lei que está sendo ajustada deve ser tal que $\text{Prob}(X \leq 0)$ valha aproximadamente 0 (zero). Isto é, com área praticamente nula.

Portanto, no caso de variáveis aleatórias não negativas, como a chuva, empregar a lei normal não seria mais que uma aproximação imposta por razões de ordem prática, a par de justificativas advindas da estatística matemática. Ver em Xavier; Xavier e Alves (2007).

Por outro lado, lembremos que, se a distribuição empírica dos dados (histograma) for não-negativa, mas, além disso, muito assimétrica, é recomendável que seja ajustada uma lei de probabilidades também assimétrica, como a **lei lognormal**, ou ainda, as **leis gama** e **log-gama** etc. Em certas situações, seria factível ajustar uma **lei chi-quadrado**, por se tratar de caso especial da gama. No que se segue, podem-se usar as abreviações v.a. (variável aleatória) e vv.aa. (seu plural).

Considere-se ainda a chuva, representada por uma v.a. contínua X com função densidade $f = f_x$ e função de distribuição de probabilidades $F = F_X$. Então, para cada $p \in]0 ; 1[$ (ou $0 < p < 1$) certa quantidade $x = Q_p$ (número real) diz-se o quantil (ou fractil) de ordem quantílica p se satisfaz à condição:

$$F(x) = F(Q_p) = p \quad [3.1]$$

ou equivalentemente

$$\text{Prob}(X \leq Q_p) = p \quad [3.2]$$

Note-se que estender a definição acima para $p = 0$ e $p = 1$ implica, por vezes, em dificuldades matemáticas que vale à pena evitar, pois, em determinadas situações, Q_p poderia assumir valor infinito, $-\infty$ ou $+\infty$, como, aliás, ocorre com a lei normal, esta de extenso uso no cálculo de probabilidades e na estatística. Aliás, diga-se, muitos dos textos procedem implicitamente da maneira por nós estabelecida.

Com respeito à maioria das famílias de leis probabilísticas contínuas, como sejam as leis uniformes, triangulares, normais, log-normais e exponenciais e, ainda, as de tipo gama (de que as exponenciais são caso particular), as log-gama, as de tipo beta e outras, note-se que para cada “ordem quantílica” $p \in]0; 1[$ corresponde um único “quantil” $Q_p = Q(p)$, ou seja, tal que [3.1] ou [3.2] fiquem válidas.

Aliás, esta propriedade será compartilhada por, praticamente, todas as leis contínuas, ocorrendo, de usual, em aplicações científicas e tecnológicas, inclusive no contexto das ciências da terra e ambientais (em particular na meteorologia, climatologia, hidrologia, oceanografia, ambientometria) e, ainda, nas ciências humanas e sociais, ciências médicas e biológicas, engenharias etc.

As duas expressões precedentes equivalem-se, pois são apenas distintas maneiras de representar a mesma propriedade, podendo ainda ser escritas na prática, como segue:

$$Q(p) = \int_{-\infty}^{\dots} f(t) dt = p \quad [3.3]$$

No Gráfico 5 a seguir, exhibe-se o **quantil** $Q_p = Q(p)$ correspondente à probabilidade ou **ordem quantílica** p . Na figura, esta probabilidade corresponde à medida da área sombreada.

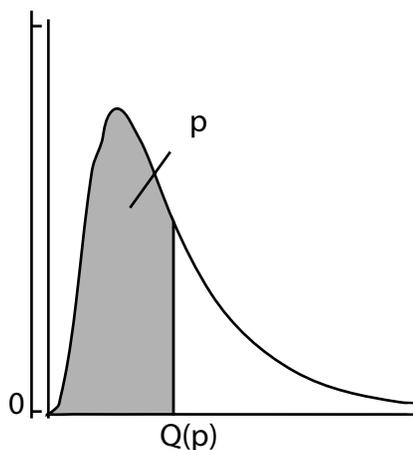


Gráfico 5 - Quantil $Q(p)$ de Ordem p

Fonte: Xavier; Xavier e Alves (2007).

Nota 1: A área cinza representa a “ordem quantílica”

Nota 2: $p \in]0;1[$ que corresponde ao *quantil* $x = Q(p)$.

A última fórmula ou expressão [3.3] traduz matematicamente o que se evidencia, em termos geométricos, nesse Gráfico 5. Ou seja, corresponde ao cálculo da área entre a curva $y = f(x)$ e o eixo das abscissas, indo de $x = -\infty$ até $x = Q(p)$, conforme nos ensina o “cálculo diferencial e integral”.

No caso, a partir da origem $x = 0$, pois a função densidade $f(x)$, ali, supõe-se anular-se para $x < 0$. Onde fica solucionado o problema que consiste na determinação da “ordem quantílica” p correspondente a cada abscissa ou quantil $x = Q(p)$.

Contudo a fórmula [3.3] não possui validade geral como as duas outras, pois existem variáveis aleatórias contínuas sem densidade. Mas se trata, de certa maneira, de uma situação “patológica”, que

não acontece em aplicações correntes, donde não oferecer interesse prático para nós. Assim, de agora em diante, supõe-se que serão consideradas somente “leis contínuas com densidade”.

Ocorrem, porém, instâncias em que nosso interesse está voltado para o problema inverso, ou seja, envolvendo a determinação de um “quantil” $x = Q(p)$ a partir de sua “ordem quantílica” p , como se estabelece a seguir. Ou seja, fornecida a “probabilidade” $p \in]0;1[$ deseja-se obter a abscissa $x = Q_p$, tal que $F(x) = p$.

De fato quando a função F admite uma “inversa” F^{-1} , o problema está resolvido de imediato, pelo menos sob um ponto de vista “teórico”, mediante:

$$x = Q_p = F^{-1}(p) . \quad [3.4]$$

Na verdade, a obtenção efetiva do “quantil” com base em [3.4] vai depender de que a “inversa” F^{-1} possua uma “expressão analítica”, permitindo efetuar seu cálculo de imediato, ou seja, por meios algébricos e/ou computacionais.

A mesma circunstância ainda pode ocorrer para o cálculo da “ordem quantílica” através de [3.3], que, por sua vez, depende de existir uma “expressão analítica” para a função F . Mas isto também nem sempre se verifica. Aliás, para uma lei probabilística tão corriqueira como a lei normal, não existem expressões analíticas para F e tampouco para sua inversa F^{-1} . Veremos, adiante, exemplos para os quais existem tais “expressões analíticas”, donde resultam viáveis os cálculos nas formas indicadas.

Aqui, por “expressão analítica”, entende-se uma fórmula matemática envolvendo expressões algébricas e ainda funções elementares (exponenciais, logarítmicas, trigonométricas etc.), que possam ser facilmente obtidas com uma calculadora portátil ou, em particular, no *desktop* da “linguagem R” e de outros programas. Para propósitos

práticos poderíamos permitir a inclusão de certas funções especiais, como a “função gama”, tratáveis por via computacional.

3.2.2-Função-quantil (de 1ª espécie)

Chama-se de Função-Quantil Q a que permite, pelo menos “em teoria”, obter os quantis $Q(p)$ correspondentes a valores das probabilidades p no intervalo “unitário” $]0 ; 1[$.

Vamos começar pela função-quantil de 1ª espécie, que é a situação mais simples, correspondendo ao caso da existência da inversa F^{-1} da função de distribuição de probabilidades F . Neste caso, tem-se necessariamente $x = Q(p) = F^{-1}(p)$.

Assim, seja X uma v.a. com densidade $f = f_x$ e função de distribuição de probabilidades $F = F_x$. Suponhamos, outrossim, que o conjunto de pontos x tais que $f(x) > 0$ resulta num intervalo na reta R , o qual é um “conjunto conexo”. Neste caso específico, a função de distribuição F é estritamente crescente no intervalo, garantindo a existência de sua função inversa F^{-1} .

Define-se, pois, a **função-quantil (de 1ª espécie)** como sendo igual àquela função-inversa, ou seja:

$$Q = F^{-1} :]0 , 1[\rightarrow R \text{ (conjunto dos números reais)}$$

Esta, para cada “probabilidade” ou “ordem quantílica” $p \in]0 , 1[$ nos fornece o “quantil” correspondente, ou seja :

$$x = Q(p) = F^{-1}(p), \text{ se } p \in]0 , 1[\quad [3.5]$$

Tal função-quantil diz-se associada à v.a. (variável aleatória) X ou a sua função de distribuição $F = F_x$ e também se escreve $Q = Q_x$.

O índice “ X ” em $f = f_x$, $F = F_x$ e $Q = Q_x$ destina-se a lembrar a qual v.a. se refere. Não persistindo dúvida, o “índice” pode ser

omitido, como de praxe. Tal notação “indicial” será útil ao serem consideradas diversas vv.aa. \mathbf{X} , \mathbf{Y} , \mathbf{Z} , ... etc., simultaneamente.

Uma variante ocorre com respeito a uma família de vv.aa. que dependem de um único parâmetro θ , quando valem as notações: X_θ , f_θ , F_θ , Q_θ . Isto se estende ao caso de existir mais de um parâmetro, como ocorre com a família de leis normais, a qual depende de dois parâmetros $\theta = \mu$ e $\tau = \sigma^2$, donde a notação $X_{\theta,\tau}$.

Conforme **Gilchrist (2000, p. 13)**, o primeiro artigo abordando o conceito de “função-quantil” deve-se a Parzen (1979).

3.2.3-Papéis e relações existentes entre as funções

$F = F_x$ e $Q = F^{-1}$ – Exemplos de cálculos

Consideramos, conforme a secção precedente, a função densidade $f(\mathbf{x})$ de uma v.a. (variável aleatória) contínua \mathbf{X} sob a hipótese de que o conjunto $S = \{\mathbf{x} \mid f(\mathbf{x}) > 0\}$ é um intervalo da reta, portanto, um conjunto conexo. Isto é equivalente à condição de $\mathbf{y} = \mathbf{p} = F(\mathbf{x})$ ser uma função estritamente crescente no referido intervalo. Donde admitir a “inversa” $\mathbf{x} = Q(\mathbf{p}) = F^{-1}(\mathbf{p})$. Será útil, agora, no caso desta função-quantil de 1ª espécie, indicar como se comportam os gráficos das funções de F e Q .

Assim, note-se que F está no sistema de eixos coordenados $(\mathbf{x}; -\mathbf{p})$ enquanto Q no sistema $(\mathbf{p}; -\mathbf{x})$. Porém, ao representar ambas as funções no mesmo sistema de coordenadas $(\mathbf{p}; -\mathbf{x})$, resulta que os dois gráficos passam a ser simétricos em torno da reta $\mathbf{x} = \mathbf{p}$. Este é um resultado geométrico trivial que, além disso, relaciona entre si os gráficos das duas funções. Tudo isto corresponde, aliás, ao fato de a função-quantil $Q = F^{-1}$ ser, em tal circunstância, como se fosse a própria função F olhada agora a partir do seu eixo de ordenadas cartesianas.

Por outro lado, os papéis das duas funções $F = FX$ e $Q = F^{-1}$ são óbvios. Assim, a função de distribuição F nos permite obter o quantil $x_p = Q(p)$ correspondente a cada ordem quantílica $p \in]0, 1[$. De forma recíproca a função-quantil Q vai determinar a respectiva ordem quantílica p para cada $x \in S$.

Exemplo 1 - Família de Leis Exponenciais ($\theta > 0$)

A lei exponencial de parâmetro $\theta > 0$ está aqui definida mediante sua função densidade:

$$f_{\theta}(x) = \theta \exp(-\theta x), \text{ se } x \geq 0$$

$$= 0 \quad \text{se } x < 0 \quad [3.6]$$

No caso particular $\theta = 1$, cabe observar que temos $f(0) = \theta$, bem como $\lim_{x \rightarrow \infty} f(x) = 0$. Ou seja, do lado direito do gráfico, o ramo da curva é “assíntota” ao eixo das abscissas. Sua função de distribuição de probabilidades calcula-se facilmente como se segue:

$$F_{\theta}(x) = \int_{-\infty}^x f(t; \theta) dt = 1 - \exp(-\theta x), \text{ se } x \geq 0$$

$$= 0 \quad \text{se } x < 0 \quad [3.7]$$

De $p = 1 - \exp(-\theta x)$, tira-se $x = -(1/\theta) [\log(1-p)]$, onde $\log = \ln$ representa o logaritmo natural. Assim, sua “função-quantil” é dada por:

$$Q_{\theta}(p) = F^{-1}(p; \theta) = -(1/\theta) [\log(1-p)], \text{ se } p \in]0; 1[$$

[3.8]

Para $\theta = 1$, exhibe-se no Gráfico 6 a **função densidade**, a **função de distribuição** e a **função-quantil** respectivas.

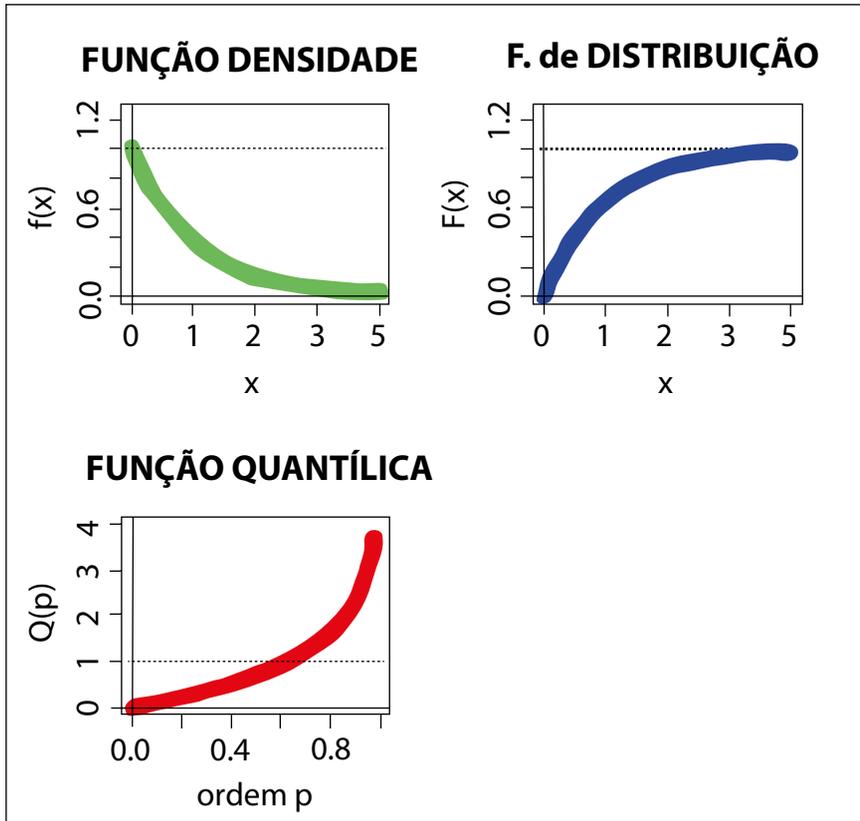


Gráfico 6 - Função Densidade, Distribuição de Probabilidades e Função-Quantil da Lei Exponencial ($q=1$)

Fonte: Xavier; Xavier e Alves (2007).

Os gráficos são “truncados”, pois, de fato, $x > 0$, donde os dois primeiros não terminam na abscissa $x=4$; a “função-quantil” também não acaba em $x=Q(p)=4$. Esta última escreve-se:

$$x = Q(p) = -\log(1 - p) \quad [3.9]$$

A partir de [3.9], é possível calcular qualquer quantil para a **lei exponencial de parâmetro $\theta=1$** . Em particular, os quartis (**quartil inferior, mediana e quartil superior**):

$$Q(0,25) = -\log(1 - 0,25) = 0,287682$$

$$Q(0,50) = -\log(1 - 0,50) = 0,693147$$

$$Q(0,75) = -\log(1 - 0,75) = 1,386294$$

ou mesmo quantis para ordens quantílicas mais extremas, inclusive, com uma aproximação bastante razoável (nos exemplos abaixo, com 6 casas decimais):

$$Q(0,001) = -\log(1-0,001) = -\log(0,999) = 0,001000$$

$$Q(0,999) = -\log(1-0,999) = -\log(0,001) = 6,907755$$

Reciprocamente, a partir de [3.8], ainda com $\theta=1$, pode-se calcular a “ordem quantílica” p correspondente a cada $x > 0$. Observe-se que, para $x = 1,386294$, tem-se:

$$p = 1 - \exp(-1,386294) = 0,749997 = 0,75 \text{ apx.}$$

Torna-se óbvio que, mediante recursos gráficos tradicionais, ou seja, por via de um “nomograma” ou “ábaco gráfico”, não será possível obter resultados tão exatos como esses, tampouco alcançar aproximações com número suficientemente grande de casas decimais. Com efeito, conhecem-se bem as grandes limitações na representação e/ou leitura de valores numéricos sobre tais escalas gráficas, antes empregadas na prática. Embora úteis para ilustrar a aplicação de métodos.

Exemplo 2 - Lei Uniforme no Intervalo Unitário ou $U[0;1]$

A lei uniforme no intervalo unitário $[0 ; 1]$ possui uma densidade tal, que $f(x) = 1$ se $0 \leq x \leq 1$ e $f(x)=0$ se $x < 0$ ou $x > 1$. Sua função de distribuição $F(x)$ poderia ser obtida por integração: $F(x) = \int f(t) dt$, entre os limites de integração $t = -\infty$ e $t = x$.

Como a integral nos dá, neste caso, a área entre a função densidade e o eixo das abscissas, para a lei uniforme, os mesmos resulta-

dos podem ser obtidos em termos de cálculos elementares de áreas retangulares, ou seja, por métodos de cálculo de áreas da geometria euclidiana plana. Obviamente, para $x < 0$, a área desde $t = -\infty$ a $t = x$ será nula, pois a densidade aí também se anula.

Para $0 \leq x \leq 1$, trata-se de obter a área de um retângulo de altura $h=1$ e base $b=x$, ou seja, igual a $h \cdot b = 1 \cdot x = x$, donde $F(x) = x$. Como $F(1) = 1$, é claro que, para $x > 1$, também $F(x) = 1$, pois nenhuma área a mais (não-nula) há de ser acrescentada. Assim, a função $F(x) = x$ restrita a seu “suporte” $[0;1]$ e assumindo valores “sobre” $[0;1]$ é a **função identidade no intervalo unitário**, cuja inversa F^{-1} é ainda a identidade.

Portanto, considerando a função apenas nos pontos do intervalo aberto $]0 ; 1[$, teremos:

$$Q(p) = F^{-1}(p) = p, \text{ se } 0 < p < 1 \quad [3.10]$$

Ou seja, para a lei uniforme no intervalo unitário, **o quantil de ordem p vale p**, o que é de esperar, desde que a função quantil, como já vimos, é a própria **função identidade**.

Decerto, podemos considerar uma lei uniforme sobre um intervalo $[a;b]$ qualquer. Só que, então, a densidade nesse intervalo deve valer $1/(b-a)$, de sorte que a área correspondente resulte $(b-a) \cdot [1/(b-a)] = 1$ (área unitária). Trata-se, pois, da lei notada por $U_{[a;b]}$. Neste caso, qual a função-quantil? Fica como mero exercício.

Exemplo 3 - Lei Triangular Simétrica no Intervalo $[0 ; 2]$

Leis triangulares, simétricas ou assimétricas também possuem uma “inversa” F^{-1} para sua função de distribuição F .

Além disso, admitindo uma representação analítica explícita, embora definida “seccionalmente”, isto é, “por pedaços”. Em consequência, os valores para sua “função-quantil” $Q(p) = F^{-1}(p)$, para sua “função-quantil”.

Tal resultado vale para qualquer lei triangular, seja simétrica ou assimétrica, mas será aqui exemplificado para um caso particular, o da lei triangular simétrica definida no intervalo de extremos **0 (zero)** e **2 (dois)**. Portanto, com seu máximo ocorrendo na metade do seu “suporte”, ou seja, em $x=1$.

Para uma variável aleatória **X** com lei triangular simétrica definida no intervalo $[0; 2]$, sua função densidade é nula para $x \leq 0$ ou $x \geq 2$. Por outro lado, para $x \in [0; 2]$, a densidade representa-se pela reta $y=x$ no intervalo $[0; 1]$ e pela reta $y=2-x$ no intervalo $[1; 2]$. Esta função é bem definida porque, no ponto $x=1$, as equações das duas retas dão $f(x)=1$ e, portanto, coincidem.

Quanto à função de distribuição **F**, poderá ser encontrada por integração da função densidade **f**. Contudo, neste caso especial, as “somadas” poderão ser obtidas através da geometria elementar, por via do cálculo de áreas triangulares. Obviamente, tem-se $F(x)=0$, se $x < 0$ e $F(x)=1$, se $x > 2$.

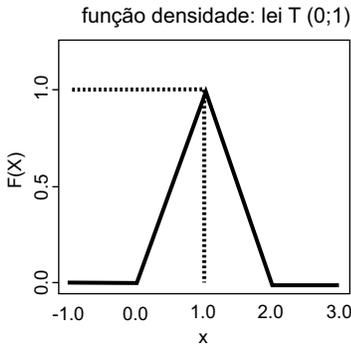
Para $0 \leq x \leq 1$ temos de calcular:

$$F(x) = \text{“área de um } \Delta \text{ de base e altura iguais a } x\text{”} = x^2/2$$

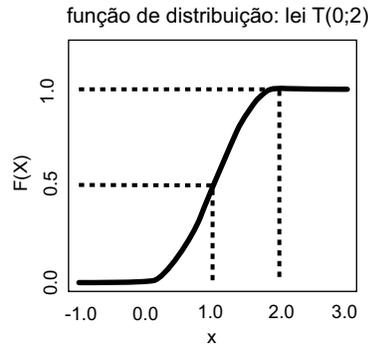
Para $1 \leq x \leq 2$, segue-se:

$$F(x) = 1 - \text{“área de um } \Delta \text{ de base e altura } 2-x\text{”} = 1 - (2 - x)^2 / 2$$

Os dois gráficos, para a função densidade **f** e para a função de distribuição **F** desta lei triangular simétrica, são apresentados lado a lado em [**Gráfico 7, (a)(b)**], a seguir:



(a)



(b)

Gráfico 7 - Densidade e Função de Distribuição T(0;2), Simétrica

Fonte: Xavier; Xavier e Alves (2007).

O conjunto $S = \{x \mid f(x) > 0\}$ é um intervalo da reta, ou seja, um conjunto "conexo", donde existe a "função inversa" ou "função-quantil" $Q = F^{-1}$, definida em $]0;1[$.

Trata-se de função com valores na reta \mathbf{R} ou, mais exatamente, sobre $[0;2] \subseteq \mathbf{R}$. Da mesma forma como F foi definida "seccionalmente" (no caso, possui duas secções ou subintervalos com expressões algébricas distintas), o mesmo ocorrerá com $Q = F^{-1}$.

A saber:

$$Q(p) = F^{-1}(p) = (2p)^{1/2}, \quad \text{se } 0 \leq p \leq 1/2$$

$$Q(p) = 2 - [2(1-p)]^{1/2}, \quad \text{se } 1/2 \leq p \leq 1 \quad [3.11]$$

É evidente que a função-quantil neste exemplo poderia ser considerada como definida em $[0;1]$ e tomando valores "sobre" $[0;2]$.

Contudo, num caso como este, poderiam ocorrer valores "infinitos". Portanto, por motivo de uniformização, fica estabelecido que a função-quantil será sempre definida no intervalo aberto $]0;1[$.

Segue-se que um “quantil” $Q(p)$ poderá ser obtido com uma boa precisão, dependendo do procedimento aritmético utilizado e, além disso, qualquer que seja a “ordem quantílica” p escolhida dentro do intervalo unitário e aberto $]0;1[$.

Evidentemente, deve-se levar em conta o grau de precisão permitido pelos procedimentos de cálculo, no contexto do programa de computação que venha a ser utilizado.

Em particular, para os quartis, calcula-se:

$$Q(0,25) = (2*0,25)^{1/2} = 0,5^{1/2} = 0,7071068$$

$$Q(0,5) = 1;$$

$$Q(0,75) = 2 - [2(1-0,75)]^{1/2} = 2 - 0,5^{1/2} = 1,292893$$

Em consequência, calcula-se também para ordens quantílicas p mais extremas, como:

$$Q(0,001) = (2*0,001)^{1/2} = 0,002^{1/2} = 0,0447721;$$

$$Q(0,999) = 2 - [2(1-0,999)]^{1/2} = 2 - 0,002^{1/2} = 1,292893$$

No **Gráfico 8** seguinte, exhibe-se o gráfico da função-quantil $Q(p)$ da lei triangular simétrica $T(0;2)$.

Olhando para o **Gráfico 8**, nota-se que, para cada “ordem quantílica” $p \in]0;1[$ escolhida no eixo das abscissas, corresponderá um único “quantil” $x = Q(p)$ sobre o intervalo $]0 ; 2[$. Reciprocamente, dado x corresponde-lhe um único p .

Note-se que o mesmo gráfico confeccionado em tamanho maior e com escalas mais detalhadas, em ambos os eixos, serviria como um “**nomograma**” para a obtenção de $Q(p)$ em função de p e vice-versa.

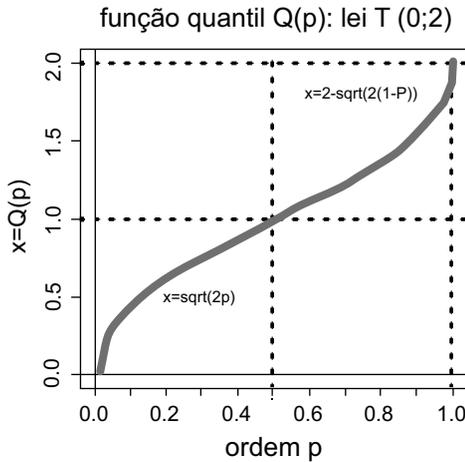


Gráfico 8 - “Função-Quantil” da Lei Triangular Simétrica no Intervalo $[0 ; 2]$ ou Lei $T(0 ; 2)$

Fonte: Xavier; Xavier e Alves (2007).

Nomograma (ou **ábaco**) é gráfico envolvendo os eixos de coordenadas e curvas ali representadas, ou até gráficos mais complexos, permitindo obter as soluções de equações ou de determinados processos por via geométrica. A construção e emprego de nomogramas era parte de uma disciplina, a Nomografia. Mas a tendência atual é “nomogramas” serem “aposentados”, pois cálculos diretos são, em geral, muito mais rápidos e exatos do que por recursos gráficos. Alguns procedimentos estatísticos por via geométrica foram bastante usados, como a determinação gráfica de quantis, que ainda se descreve em muitos livros de estatística.

Decerto que, em tal contexto e outros, como na “educação matemática”, os nomogramas ainda são úteis para aclarar e interpretar determinados procedimentos algorítmicos, embora os resultados sejam de fato mais exatos quando obtidos por via numérica/computacional. Em “Amazon Books” e outros catálogos de livros, ao se buscarem obras sobre o assunto (das décadas de 20 a 70), são em geral indicados “não disponíveis”, mostrando o quase desaparecimento do interesse

pela disciplina. Contudo, ainda seriam muito úteis como inspiração à construção de gráficos “astuciosos”, com auxílio do computador.

3.2.4-Função-quantil (de 2ª espécie)

Vamos agora estender a definição de função-quantil para uma variável aleatória contínua X cuja distribuição de probabilidades $F=FX$ apresenta “platôs”. Ou seja, secções ou ramos nos quais assume um valor constante. Tal acontece, se a densidade $f=fX$ possui “suporte não-conexo”.

Ou seja, se $S = \{x \mid f(x) > 0\}$ estiver constituído por dois ou mais intervalos separados por “espaços” ou “buracos” existentes nesse suporte. Tais “espaços” ou “buracos” correspondem aos subintervalos onde a função de distribuição $F=FX$ assume valor constante, portanto exibindo um “platô”.

Vamos tentar uma análise disso em termos matemáticos, porém de uma maneira intuitiva. Assim, supomos que em certo intervalo $[a ; b]$ a função de distribuição de probabilidades $F=F_x$ possui um “platô” de altura igual a p_0 .

Tal fato diz respeito à situação um tanto estranha ou intrigante de todos os pontos do referido intervalo representarem o mesmo “**quantil de ordem $p=p_0$** ”. Isto é, para esta “**ordem quantílica p_0** ” seu “**quantil $Q(p_0)$** ” corresponde não a um único ponto, porém a todo o intervalo $[a ; b]$. Ou seja:

$$\{x \in \mathbf{R} \mid F(x) = p_0\} = [a ; b] \quad [3.12]$$

Obviamente, dentro de um princípio de “unicidade” para o “quantil”, a expressão acima não serviria para definir $Q(p_0)$.

A solução seria, talvez, escolher um dos pontos nesse intervalo, por exemplo: a (extremo inferior) ou **b** (extremo superior) ou, então **(a+b)/2** (seu ponto médio). Porém, o que se propõe em textos

especializados é a escolha do extremo inferior. Não se oferece uma justificativa, pois seria muito longa e nos desviaria de nosso objetivo imediato.

Assim, vamos definir a **função-quantil** (de **2ª espécie**) como a função :

$$Q :]0 ; 1[\rightarrow \mathbf{R} =]-\infty , +\infty[\quad \text{tal que}$$

$$Q(p) = \inf \{x \in \mathbf{R} \mid F(x) = p\}, \text{ se } p \in]0 , 1[\quad [3.13]$$

Observe-se que esta de fato generaliza a definição anterior, no caso a **de 1ª espécie**, pois, ali, $\{x \in \mathbf{R} \mid F(x) = p\}$ reduz-se a uma classe unitária $\{a\}$ cujo ínfimo é o próprio único ponto a .

Nestes termos, a função-quantil identifica-se à chamada **inversa generalizada F^*** associada à função de distribuição $F=F_x$ no intervalo $]0,1[$. Ou seja:

$$Q(p) = F^*(p) = \inf \{x \in \mathbf{R} \mid F(x) = p\} \quad [3.13a]$$

De fato, teremos depois de redefinir (ou ajustar) a noção de “inversa generalizada” para atender também aos casos que correspondam a variáveis aleatórias discretas e mistas. Obviamente, quando existir a função inversa F^{-1} , valerá sempre a identificação $F^* = F^{-1}$.

Exemplo 4 - Mistura de Dois Triângulos Retângulos

Neste exemplo, consideramos uma variável aleatória X contínua, com função de distribuição F dada “em pedaços” pelas expressões algébricas que se seguem (\wedge é o símbolo de exponenciação):

$$F(x) = 0 \quad \text{se } x < 1$$

$$= (1/3) (x-1)^2 \quad \text{se } 1 \leq x \leq 2$$

$$= 1/3 \quad \text{se } 2 < x < 3$$

$$\begin{aligned}
 &= (1/3) + (2/3)(x-3)^2 && \text{se } 3 \leq x \leq 4 \\
 &= 1 && \text{se } x > 4 \quad [3.14]
 \end{aligned}$$

Sua densidade obtém-se por derivação, isto é, $f = F' = (d/dx) F$:

$$\begin{aligned}
 f(x) &= (d/dx) F(x) = 0 && \text{se } x < 1 \\
 &= (2/3)(x-1) && \text{se } 1 \leq x \leq 2 \\
 &= 0 && \text{se } 2 < x < 3 \\
 &= (4/3)(x-3) && \text{se } 3 \leq x \leq 4 \\
 &= 1 && \text{se } x > 4 \quad [3.15]
 \end{aligned}$$

Os gráficos da **densidade** $f(x)$ e da **distribuição de probabilidades** $F(x)$ são apresentados a seguir no [Gráfico 9 (a)(b)].

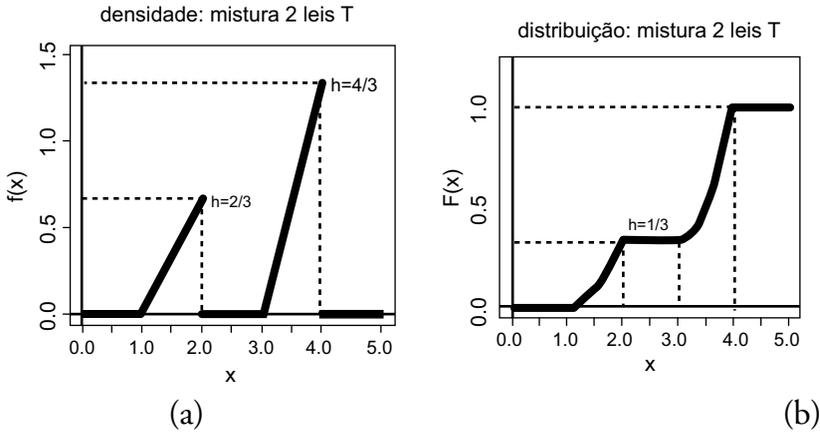


Gráfico 9 - Funções Densidade e de Distribuição de Probabilidades (Mistura de Dois “Triângulos Retângulos”)

Fonte: Xavier; Xavier e Alves (2007).

Pela inspeção do gráfico (a) da densidade $f(x)$, denota-se que a variável aleatória X deste exemplo é a “composição” de duas componentes triangulares nos intervalos $[1;2]$ e $[3;4]$. Ou seja, uma mistura de dois triângulos retângulos.

De fato, as duas componentes assumem o aspecto de “triângulos retângulos” possuindo catetos repousando no eixo das abscissas. Esses dois intervalos são os “suportes” para as densidades f_1 e f_2 , respectivamente, contribuindo com os “pesos” $1/3$ e $2/3$ para compor a densidade f resultante, i.e., $f = (1/3) f_1 + (2/3) f_2$. O “suporte” desta função é o conjunto “desconexo” $[1 ; 2] \cup [3 ; 4]$.

No **Gráfico 9 (a)** as duas “componentes” ali representadas são $(1/3) f_1$ e $(2/3) f_2$ de alturas $h_1=2/3$ e $h_2=4/3$, respectivas. Suas áreas somam, como é exigido, $(1/2)(2/3) + (1/2)(4/3) = 1$.

Quanto ao **Gráfico 9 (b)** para a função de distribuição $F(x)$, note-se ser constituído por dois arcos de parábola, cujas equações são dadas por $y = (1/3)(x-1)^2$ e $y = (1/3)+(2/3)(x-3)^2$, posicionados sobre os intervalos $[1 ; 2]$ e $[3 ; 4]$, respectivamente. Além de um único “platô” de altura igual a $y=1/3$ sobre todo o intervalo $[2 ; 3]$.

De fato, procedeu-se assim: 1º) a função de distribuição $F(x)$ foi dada por [3.14]; 2º) por derivação desta, obtém-se $f(x) = (d/dx) F(x)$, ou seja, [3.15].

Poder-se-ia escolher o caminho inverso, ou seja, calcular F a partir de f por “integração”. Neste caso, o cálculo reduzir-se-ia à determinação de áreas triangulares, mediante recursos da geometria elementar (cálculo de áreas de triângulos). Assim, para x no intervalo $[1 ; 2]$, a área até esta abscissa será a do “triângulo” cuja base corresponde ao subintervalo $[0 ; x]$, portanto $b=(x-1)$, e de altura $h=(2/3)(x-1)$. Onde, sua área será: $(1/2)*b*h = (1/3)(x-1)^2$ que coincide com o valor de $F(x)$. Analogamente, se procede para x no intervalo $[3 ; 4]$, quando se obtém a área $(1/3)+(2/3)(x-3)^2$.

Já para construir a função-quantil $x=Q(p)$, deve-se “inverter” a função de distribuição $p=F(x)$, porém, obedecendo à condição imposta em [3.13]. Tudo isso é feito, em separado, para cada um dos dois “ramos” em que se decompõe a função de distribuição.

Assim, para cada “ramo”, tem-se o valor de “**p** em função de “**x**”. Logo, algebricamente, a “inversão” é realizada calculando “**x** em função de “**p**”, o que não oferece dificuldades, conforme se mostra a seguir:

1º ramo – Tem-se $p = F(x) = (1/3)(x-1)^2$, ou seja $(x-1)^2 = 3p$, donde se tira $x=1+\sqrt{3p}$. Portanto: $x = Q(p) = F^*(p) = 1+\sqrt{3p}$

2º ramo – Tem-se $p = F(x) = (1/3)+(2/3)(x-3)^2$, donde $x=3+\sqrt{[(1/2)(3p-1)]}$. Portanto: $x = Q(p) = F^*(p) = 3+\sqrt{[(1/2)(-1+3p)]}$

O **Gráfico 10** da “função-quantil” $x = Q(p) = F^*(p)$ exhibe-se em a seguir. Onde se pode constatar que, ao contrário do ocorrido no exemplo precedente, esta função é “descontínua”.

No presente exemplo, tal função encontra-se definida no intervalo unitário $]0;1[$ e toma valores na reta \mathbf{R} . De fato, mais exatamente, são valores “sobre” o conjunto $]1;2] \cup]3;4[$, cujos subintervalos são “abertos à esquerda”. Porém, um dos subintervalos, aquele mais do lado direito, é também “aberto à direita”.

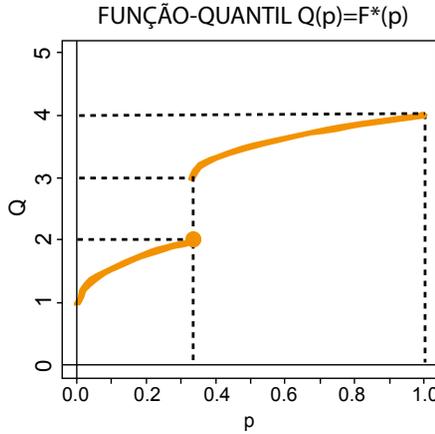


Gráfico 10 - Função-Quantil (Mistura de Dois “Triângulos Retângulos”)

Fonte: Xavier; Xavier e Alves (2007).

As “**Leis triangulares**” são usadas para aproximar leis correntes em “**análise de risco**”, em hidrologia. Em primeira aproximação, o ajuste aos dados permite estimar os principais parâmetros populacionais. O ajuste é razoável, quando as leis são normais ou lognormais. Além disso, leis triangulares são recomendáveis quando não se dispõe de informações precisas sobre as populações, em especial, para amostras de pequeno porte. Conforme Johnson (2002); Engle (2001); Neire; Engle e Nguri (2005).

Por sua vez, Camm e Evans (2000, p. 71) afirmavam, com respeito à lei triangular: “*is often used when no historical data are available and the parameters can be defined judgementally*”.

Exemplo 5 - Leis Triangulares “Ultra-Assimétricas”

Densidades que assumem o formato de um triângulo retângulo (com um cateto pousado no eixo das abscissas) são leis triangulares “ultra-assimétricas”. Estas se adaptariam à aproximação de leis “em J” ou “em J invertido”. Moran (1996) nota que a vantagem da lei triangular é ser

Aplicações de Modelos e Técnicas na Detecção de Variabilidade no Clima e Extremos

mais simples, conceitualmente, além de mais fácil de aplicar. Mas nada disso tem a ver com a real capacidade de representar os dados.

Assim, nos casos em que definitivamente não se aplicariam, a solução por ele proposta foi a “colagem” de dois “triângulos retângulos”, como na figura seguinte, apresentada apenas a título de ilustração, conforme o Gráfico 11.

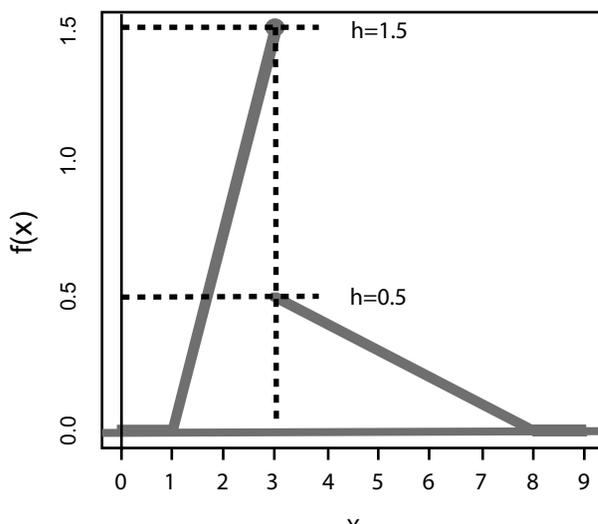


Gráfico 11 - Função Densidade

Fonte: Xavier; Xavier e Alves (2007).

Decerto, seria indispensável verificar se tal sugestão de fato funcionaria e em quais situações. De fato, os parâmetros neste exemplo não correspondem a um exemplo real.

Cabe uma advertência: a lei uniforme, que corresponde a uma variável aleatória contínua, possui como “densidade” uma função descontínua, embora, em seu “suporte”, seja contínua. Já no **Exemplo 4**, a lei respectiva é contínua, porém, sua densidade é descontínua no “suporte” respectivo.

Portanto, para verificar se uma lei é contínua, temos de olhar para sua função de distribuição $F(x)$ e não para a densidade $f(x)$. Aliás, na densidade de uma variável aleatória contínua, pode-se introduzir uma descontinuidade em um ponto (ou mesmo sobre uma coleção enumerável de pontos) sem que perca sua condição de ser uma densidade da lei respectiva. Continua a valer, por exemplo, que sua integral é igual a “um”. A integral entre $x=a$ e $x=b$ nos fornece a probabilidade de X estar entre a e b etc. Tais fatos são bem conhecidos, com base no cálculo diferencial e integral.

Analogamente, uma lei contínua pode possuir sua **função quantílica $Q(p)$ descontínua**, como no **Gráfico 10**, bastando que a função de distribuição exiba pelo menos um “platô” ao longo de seu “suporte” S , como no **Gráfico 9 (b)**.

Em resumo a descontinuidade da densidade ou da função-quantil de uma v.a. (variável aleatória) não implica, de necessário, na descontinuidade da sua lei de probabilidades.

3.3-Propriedades das Funções-quantil

Do ponto de vista matemático, o conceito de função-quantil pode ser estudado sem levar em conta seu contexto probabilístico. Assim, define-se em termos de uma função $Q :]0 ; 1[\rightarrow \mathbf{R} =]-\infty, +\infty[$, contínua à esquerda (função-quantil de 2ª espécie, porém, podendo ser contínua (**função-quantil de 1ª espécie**))

Com tal, uma soma finita $Q_1 + Q_2 + \dots + Q_n$ de funções-quantil ainda será uma função-quantil. Se Q for uma função-quantil, também o será αQ , para $\alpha > 0$ (o coeficiente não pode ser negativo, pois a função obtida seria decrescente). Logo, uma combinação linear de funções-quantil com coeficientes todos positivos ainda é uma função-quantil.

Portanto, se Q_1 e Q_2 são as funções-quantil associadas a duas variáveis aleatórias contínuas X_1 e X_2 , respectivamente, e uma terceira

variável aleatória \mathbf{X} for tal que sua função-quantil é a “soma” $\mathbf{Q} = \mathbf{Q}_1 + \mathbf{Q}_2$, então, seu quantil com respeito a qualquer ordem \mathbf{p} será igual à soma dos quantis da mesma ordem \mathbf{p} de \mathbf{X}_1 e \mathbf{X}_2 .

Isto é evidente pelo fato de $\mathbf{Q} = \mathbf{Q}_1 + \mathbf{Q}_2$ significar $\mathbf{Q}(\mathbf{p}) = \mathbf{Q}_1(\mathbf{p}) + \mathbf{Q}_2(\mathbf{p})$, para cada probabilidade \mathbf{p} . Em particular, valendo para o quartil inferior, a mediana, o quartil superior de \mathbf{X} e quaisquer outros quantis.

O mais importante é que funções-quantil podem ser usadas para “sintetizar” novas leis de probabilidades. Pois, se uma função \mathbf{Q} possui as propriedades de uma função-quantil, sua “inversa generalizada” \mathbf{Q}^* terá as propriedades de uma função de distribuição.

Não vamos formalizar o conceito de “inversa generalizada” para a “função-quantil”, pois não empregaremos tal conceito num contexto geral. De qualquer maneira, no caso de uma “função-quantil” \mathbf{Q} “de 1ª espécie” (que ocorre para leis contínuas usuais), é óbvio que existe sua inversa, coincidindo com a função de distribuição de probabilidades \mathbf{F} , ou seja, $\mathbf{Q}^{-1} = (\mathbf{F}^{-1})^{-1} = \mathbf{F}$.

Note-se que Gilchrist (2000) contém muito material útil. Mas, a rigor, sua abordagem reduz-se ao caso de “funções-quantil de 1ª espécie”, donde, ligadas a funções de distribuição contínuas, sem “platôs”. Assim, apesar de constituir um texto rico em ideias e outras aplicações, acaba por não abordar questões importantes por nós desenvolvidas. Não define e tampouco faz um tratamento para “inversas generalizadas”, que, em última análise, seriam as “funções-quantil generalizadas”.

3.3.1-Leis exponencial reversa e logística padronizada

Este tema é tratado por Gilchrist (2000), bem como foi considerado por Xavier; Xavier e Alves (2007).

Em vista do possível interesse em outros contextos e situações, apresentamos o **Gráfico 12**, construída mediante recursos da “linguagem R”.

Os quantis das leis exponencial, exponencial reversa e logística calculam-se sem dificuldades, pois suas funções-quantil admitem expressões algébricas (explícitas) simples, que envolvem o logaritmo natural, a par de operações aritméticas usuais, conforme Xavier; Xavier e Alves (2007), a que se remete para detalhes.

Essas funções-quantil, de fato, são dadas por:

$$Q(p) = -\log(1-p); \quad R(p) = \log p; \quad S(p) = \log[p/(1-p)]$$

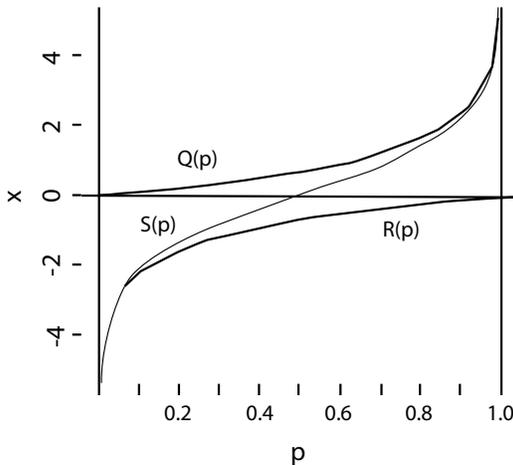


Gráfico 12 - Funções-quantil: $Q(p)$ da Lei Exponencial Padrão; $R(p)$ de sua Exponencial Reversa; $S(p)=Q(p)+R(p)$ da Logística

Fonte: Gráfico cedido por Xavier, A. F. S; construído com recursos da Linguagem R em Xavier; Xavier e Alves (2007, p. 92).

3.4-Funções-quantil e Transformações de Leis

Aborda-se, agora, propriedade das funções-quantil de grande alcance teórico-prático. Sejam duas vv.aa. X e Y , uma delas escrita

como a “transformada” da outra. Supõe-se, pois, existir uma aplicação ou função Ψ tal que $Y=\Psi(X)$. A variável aleatória Ψ diz-se uma transformada de X e a função Ψ uma transformação.

Faz-se necessário que Ψ não seja uma função inteiramente arbitrária, devendo ter propriedades adequadas. Vamos impor uma propriedade pouco limitante, de caráter geral.

Assim, basta que a “transformação” Ψ seja uma função biunívoca. Com efeito, esta condição equivale à existência da “transformação inversa” Y^{-1} , de sorte que:

$$Y = \Psi(X) \quad [3.16]$$

$$X = \Psi^{-1}(Y) \quad [3.17]$$

3.4.1-Principais transformações

Muitas funções são biunívocas, como a **função exponencial** e sua inversa, a **logarítmica**; também a **linear** e a **logística**. Não é o caso da **transformação quadrática** $Y=X^2$, embora a biunivocidade valha para uma v.a. não negativa $X \geq 0$, como chuva e vazão. Já a **função cúbica** $Y=X^3$ é biunívoca. Em geral $Y=X^n$ é biunívoca se n for ímpar.

Ainda no caso da chuva e outras variáveis climáticas ou ambientais, uma transformação usual é a **raiz quadrada** $Y = X^{1/2}$, bem definida apenas para uma v.a. positiva $X > 0$. Já a **raiz cúbica** $Y = X^{1/3}$ aplica-se a uma variável aleatória qualquer.

De muito interesse são as famílias de transformações destinadas a “**simetrizar**” e “**normalizar**” variáveis aleatórias. A “assimetria/simetria” avalia-se visualmente a partir da geometria da função densidade; no caso de dados empíricos, a partir do seu histograma.

Bastante utilizada na literatura científica é a conhecida família de transformações potência, conforme Tukey (1957):

$$y^\lambda, \text{ se } \lambda \neq 0; \quad \ln y \text{ se } \lambda=0 \quad [3.18]$$

Por sua vez, Box e Cox (1964) propuseram uma alteração para evitar a descontinuidade em $l = 0$, definindo:

$$(\mathbf{y}^\lambda - \mathbf{1})/\lambda \text{ se } \lambda \neq \mathbf{0}; \quad \ln \mathbf{y} \text{ se } \lambda = \mathbf{0}. \quad [3.19]$$

Sobre esta família, ver também Schlesselman (1971). Outrossim, Hinkley (1977) propôs método rápido (quick choice) para a escolha da função apropriada à aplicação do procedimento.

Citam-se outros artigos para transformações de dados pluviométricos e, em geral, para variáveis aleatórias climáticas, ambientais e biométricas em Arruda (1979) e Gomes; Curi e Kroll (1979).

3.4.2-Relações entre os quantis de X e de Y = Y(X)

Nos exemplos precedentes, todas as transformações são funções estritamente crescentes. Assim, vamos considerar transformações que sejam funções monótonas (estritamente crescentes) e, portanto, preservam a ordem [isto é, se $\mathbf{u} < \mathbf{v}$, então, $\Psi(\mathbf{u}) < \Psi(\mathbf{v})$].

Neste contexto, os quantis $\mathbf{R}(\mathbf{p})$ da transformada $Y = \Psi(X)$ podem ser obtidos dos quantis $\mathbf{Q}(\mathbf{p})$ da variável aleatória \mathbf{X} , sem necessidade de conhecer a lei de probabilidades da variável \mathbf{Y} ; e vice-versa.

Uma vez fixada a “ordem quantílica” \mathbf{p} , tem-se, de fato:

$$\mathbf{R}(\mathbf{p}) = \Psi (\mathbf{Q}(\mathbf{p})) \quad [3.20]$$

$$\mathbf{Q}(\mathbf{p}) = \Psi^{-1}(\mathbf{R}(\mathbf{p})) \quad [3.21]$$

ou seja, em termos das respectivas funções-quantil:

$$\mathbf{R} = \Psi(\mathbf{Q}) \quad [3.20a]$$

$$\mathbf{Q} = \Psi^{-1}(\mathbf{R}) \quad [3.21a]$$

Por sua importância, seria válido verificar tais propriedades. Deixa-se, contudo, como exercício. Consulte-se Xavier; Xavier e Alves (2007).

Exemplo 6 - Leis Normais e Log-normais

Consideremos uma aplicação imediata de [3.20] e [3.21]. Sabe-se que se $\mathbf{X} > \mathbf{0}$ é uma variável aleatória (positiva) com **lei lognormal**; então, $\mathbf{Y} = \log \mathbf{X}$ é uma variável aleatória de **lei normal**. Obviamente, $\mathbf{X} = \exp(\mathbf{Y})$. Portanto, se $\mathbf{Q}(\mathbf{p})$ e $\mathbf{R}(\mathbf{p})$ são, respectivamente, os **quantis de ordem p** de \mathbf{Y} (**log-normal**) e \mathbf{X} (**normal**), teremos:

$$\mathbf{R}(\mathbf{p}) = \log \mathbf{Q}(\mathbf{p}) \quad [3.22] \qquad \mathbf{Q}(\mathbf{p}) = \exp \mathbf{R}(\mathbf{p}) \quad [3.23]$$

Lembrar que, em termos das funções-quantil, escreve-se $\mathbf{R} = \log \mathbf{Q}$ e $\mathbf{Q} = \exp \mathbf{R}$.

Ainda com respeito a leis normais, lembrar que $\mathbf{X} \Rightarrow \mathbf{N}(\mu, \sigma^2)$, que se lê “ \mathbf{X} segue a lei $\mathbf{N}(\mu, \sigma^2)$ ”, relaciona-se à variável $\mathbf{Z} \Rightarrow \mathbf{N}(\mathbf{0}; \mathbf{1})$ [de lei normal reduzida] mediante uma transformação linear, i.e., $\mathbf{Z} = (\mathbf{X} - \mu)/\sigma$. Daí, decorre que $\mathbf{X} = \mu + \sigma\mathbf{Z}$. Se \mathbf{Q} e Θ são as funções-quantil das variáveis aleatórias \mathbf{X} e \mathbf{Z} , respectivamente, então teremos: $\mathbf{Q} = \mu + \sigma\Theta$.

Logo, todos os quantis de $\mathbf{X} \Rightarrow \mathbf{N}(\mu, \sigma^2)$ podem ser obtidos a partir dos quantis da normal reduzida. Note-se que $\Theta = \phi^{-1}$ não é mais que a “inversa” da função de distribuição f da lei normal reduzida, cujos quantis podem ser obtidos a partir de tabelas respectivas, existentes nos livros-texto de estatística ou de probabilidade.

Não obstante, a tendência é o emprego dessas tabelas tornar-se procedimento obsoleto, em futuro não tão distante, uma vez que os “pacotes computacionais” estatísticos e matemáticos já permitem calcular os valores dos quantis da lei normal reduzida, com aproximações impossíveis de obter a partir das tabelas.

O mesmo se aplica à transformação $Y = Z^2$, com $Z \Rightarrow N(0;1)$. Neste caso, $Y = Z^2$ possui lei $\chi^2(1)$ (“chi-quadrado com $k=1$ grau de liberdade).

3.5-Leis Probabilísticas: Cálculo de Quantis e Ordens Quantílicas

Nesta secção, revisamos as principais técnicas sobre o cálculo de **quantis** e **ordens quantílicas** para leis probabilísticas. Será impossível tratar todos os procedimentos com os devidos detalhes. Mantém-se o pressuposto das variáveis aleatórias. serem contínuas.

Tais procedimentos, por vezes, podem ser facilmente implementados num computador digital ou suscetíveis de cálculo expedito com o apoio de calculadoras portáteis. Outras vezes, tais implementações serão bem mais custosas.

Cálculo de Quantis e Ordens Quantílicas para as Leis Contínuas com Funções-quantil de 1ª e 2ª Espécies

Vimos que o problema torna-se solúvel, teoricamente, a partir da distribuição de probabilidades F e da função-quantil $Q = F^*$, desde que sejam conhecidas. Se F e/ou F^* possuem representação analítica explícita, já se sabe que as **ordens quantílicas** e/ou os **quantis** respectivos podem ser calculados, em princípio, de uma forma expedita.

Vimos exemplos para funções exponenciais e outras. Mas se não existirem tais representações analíticas, deve-se apelar para outros recursos.

Cálculos para Leis Normais ou delas Derivadas

Indicam-se a seguir quais os recursos no caso de leis normais ou leis delas derivadas (log-normais, truncadas etc.), uma vez que, para a lei normal, não existem representações analíticas de F ou $F^*=F^{-1}$.

Note-se que, se o problema estiver resolvido para a **lei normal reduzida $N(0 ; 1)$** , é óbvio que estará para qualquer lei das famílias

$N(\mu ; \sigma^2)$ ou **log-normal**, conforme o “**Exemplo 6**”. Já para leis normais truncadas, o problema não é tão simples e não será aqui abordado.

Logo, a solução será através de técnicas para determinação de quantis e ordens quantílicas para a lei normal reduzida. Obviamente, o emprego de tabelas da lei normal padronizada é procedimento inaceitável nos dias de hoje, por envolver um processo muito lento e aproximações cujos erros são difíceis de estimar.

Lembremos que a tabela básica fornece valores de **Prob**{ $Z \leq z$ } para cada $z \geq 0$, onde Z representa uma variável aleatória de lei normal reduzida. Em outras modalidades de tabelas, aparecem os valores de **Prob** ($0 \leq Z \leq z$), **Prob** ($Z \geq z$) e **Prob** ($|Z| \geq z$).

De fato, tais tabelas não comportam todos os possíveis valores das abscissas z e probabilidades p , desde que estas possuem a “potência do contínuo” da reta R . Donde, seu emprego exigir interpolações sujeitas a erros.

Em cálculos iterativos por computação eletrônica, por outro lado, não faria sentido sustar o processamento de forma repetitiva para o usuário consultar uma tabela de lei normal e retornar o valor à máquina, pelo teclado... Mas há métodos numéricos para a execução desses cálculos facilmente implementados em termos computacionais. Fazemos referências a tais métodos, a seguir.

Na verdade, já foi mencionado, a utilização de tabelas para a lei normal ou para outras leis é procedimento que tende a desaparecer, da mesma forma como hoje ninguém mais usa “régua de cálculo”, “tabelas de logaritmos” ou “papéis especiais” (semi-logarítmicos etc.), uma vez que gráficos dessa natureza são produzidos ou desenhados através de programas. Já os papéis quadriculados ou milimetrados continuarão a ter utilidade para esboços preliminares.

A possível razão para tais procedimentos serem mantidos nos livros é, talvez, ser reduzido o porcentual de estudantes ou profissionais com melhor treino em computação, principalmente nas ciências humanas e sociais, etc.

Além da circunstância de que a disponibilidade dos recursos de máquina também serem limitados, no Brasil, até em algumas instituições de ensino universitário. Contudo, é óbvio, trata-se de mera questão de tempo para o descarte.

Decerto, outro possível motivo seria alguns professores e/ou autores ainda estarem aferrados às formas como aprenderam os rudimentos dessas disciplinas (ou seja, estatística e cálculo de probabilidades). De fato, não é a habilidade de saber usar tabelas de leis normais e outras, que vai garantir proficiência nessas áreas. Pois afinal, depende mais de um adequado e indispensável embasamento teórico.

Outro anacronismo são tabelas de números aleatórios que alguns livros-texto ainda trazem em apêndice. Com efeito, listagens de “números pseudoaleatórios” podem ser geradas no contexto de programas, inclusive estatísticos.

Procedimentos Computacionais para a Lei Normal

Para finalidades computacionais no contexto de família de Leis Normais, dispõe-se de vários recursos:

(i) O emprego de relações exatas e/ou aproximadas entre distribuições; **(ii)** Aproximações polinomiais ou por frações racionais (estas, como quocientes de expressões polinomiais) e, ainda, expansões em séries ou em frações contínuas e pelo cálculo de raízes; **(iii)** Além de métodos de integração, incluindo Monte Carlo.

Porém os métodos de quadratura ou integração numérica mediante o emprego da regra trapezoidal ou parabólica chegam a envolver “custo” ou “tempo computacional” elevado, donde, não seriam muito indicados para emprego em rotinas de cálculo.

No presente contexto, para determinar as “probabilidades” \mathbf{p} (“ordens quantílicas”) que correspondem a valores de \mathbf{z} de uma variável aleatória de lei $\mathbf{N}(\mathbf{0},\mathbf{1})$, são referidos dois procedimentos, conforme Dachs (1988). São os métodos de Zelen e Severo (1964) e Moran (1980), fáceis de implementar. Ver em Xavier; Xavier e Alves (2007).

Conforme Dachs (1988), o método em Zelen e Severo (1964) envolve erros inferiores a $2.5\mathbf{E}-4 = 0,00025$, ou seja, os três primeiros algarismos decimais são sempre corretos, donde o procedimento é satisfatório, principalmente para fins didáticos. Já com o “**método de Moran**”, conforme Dachs (1980) para $|\mathbf{z}| < 7$ são obtidos sete algarismos decimais corretos, portanto uma boa aproximação.

Com respeito ao procedimento inverso, para obter o quantil $\mathbf{Q}(\mathbf{p})$, que corresponde a uma dada probabilidade ou “ordem quantílica” \mathbf{p} (cálculo da “inversa” da distribuição de probabilidades da lei normal), são apresentados, em Dachs (1988), os métodos de Abramowitz e Stegun (1964), considerados de menor precisão; e o de Beasley e Springer (1977) (este último, de fato comporta dois distintos algoritmos, considerando dois subintervalos de \mathbf{p}).

Acrescenta-se uma referência ao método de Wichura (1988), aliás, aquele implementado na “linguagem R”. Muito preciso, pois dá resultados exatos até cerca de dezesseis dígitos (casas decimais) e cujo código pode ser obtido na coleção de algoritmos em *Applied Statistics* (algoritmo # 241).

Omitimos referência a algoritmos de cálculo para outras leis, pois isso extrapola nossos propósitos. Passamos, pois, a métodos já incorporados em pacotes computacionais estatísticos.

Procedimentos incorporados em Programas Estatísticos

Atualmente, na maioria dos pacotes computacionais estatísticos (**Minitab**, **SPSS**, **SAS**, *Statgraphics Plus*, **SPAD**, *Statistica* etc.), estão incorporados procedimentos para o cálculo de quantis e de ordens quantílicas.

Assim, no *Statgraphics Plus* (SG Plus), com respeito a grande número de leis probabilísticas, permite-se calcular, automaticamente: 1º) para a função de distribuição $F(x)$ de uma lei de probabilidades, o valor da probabilidade $p = \text{Prob}(X \leq x) = F(x)$ [“ordem quantílica”] que corresponda a qualquer valor da abscissa x [“quantil”]; 2º) bem como, inversamente, o valor de $x = Q(p) = F^{-1}(p)$ [“quantil”] correspondente a uma probabilidade [“ordem quantílica”] p .

As principais leis de probabilidades contínuas ali incluídas (em ordem alfabética) são: Beta, Cauchy, Exponencial, Gama, Laplace, Logística, Lognormal, Normal, Triangular, Uniforme. À parte de outras leis especializadas: Erlang, Pareto, Valores Extremos, Weibull; ou ainda, as que intervêm em procedimentos de inferência estatística: F, qui-quadrado, t de Student. Também se encontram incorporadas leis discretas, como: Bernoulli, Binomial, Binomial Negativa, Geométrica, Hipergeométrica, Poisson, Uniforme discreta.

Alguns cálculos análogos com respeito a leis de probabilidades podem ser conduzidos em planilhas, como no **Excel**.

Procedimentos incorporados à “Linguagem R”

Também, na Linguagem R (ou “*software* R”), acham-se incorporadas “funções” para tratar computacionalmente as leis probabilísticas. Nela, os “**R name**” implementados no caso de leis probabilísticas, discretas e contínuas, são: **beta**, **binom** (binomial), **cauchy**, **chisq** (*chi-square*=qui-quadrado), **exp** (exponencial), **f** (lei F), **gamma**, **geom** (geométrica), **hyper** (hipergeométrica), **lnorm** (lognormal), **logis** (logística), **nbinom** (binomial negativa), **pois** (Poisson), **t** (t de *Student*), **unif** (uniforme), **weibull** etc.

Também estão incorporados vários procedimentos especializados, em particular para a construção de gráficos, não comentados aqui.

Para cada uma das distribuições pode-se obter um “help” trazendo detalhes sobre os vários procedimentos ou funções, com suas opções de uso etc., pela linha de comando : **>? “rname”()** ou, equivalente-

Aplicações de Modelos e Técnicas na Detecção de Variabilidade no Clima e Extremos
mente : > **help**("rname"). Por exemplo, para a lei exponencial: >?
exp() ou > **help(exp)**.

As letras 1] **d**, 2] **p**, 3] **q** e 4] **r** antepostas ao "**R name**" de uma determinada lei determinam "funções" ou procedimentos, permitindo obter:

1] A ordenada **y=f(x)** [para a função densidade], dada uma abscissa **x**; 2] A probabilidade ou ordem quantílica **p**, que corresponde a dada abscissa ou quantil **x=Q(p)**, ou seja $p=F(x)$ [**F** é a função de distribuição]; 3] Reciprocamente, a abscissa ou quantil **x=Q(p)**, dada a probabilidade ou ordem quantílica **y=p**; 4] Por fim o último procedimento permite a geração de uma amostra aleatória ou amostra simulada da respectiva lei.

3.6-Inversas e Funções-quantil Generalizadas

Vimos, no caso de uma variável aleatória contínua **X**, cuja função densidade **f** possui "suporte conexo" (portanto, assimilado a um intervalo finito ou infinito), sua **função-quantil** identifica-se à inversa **F⁻¹** da distribuição de probabilidades **F**. Trata-se de uma **função-quantil de 1ª espécie**.

Ainda para leis contínuas, considerou-se, finalmente, uma primeira generalização mediante a **função-quantil de 2ª espécie**, se o seu suporte" possuir "buracos", ou seja, quando for um conjunto não-conexo formado de dois ou mais intervalos separados. Lembremos que, neste caso, a função de distribuição **F** apresentará "platôs" correspondendo a tais "buracos" no suporte da densidade **f**.

Já no caso de leis discretas e mistas, surgem certas dificuldades. Nestes casos, como veremos a seguir, a função-quantil identifica-se a uma nova maneira de definir a "inversa generalizada" (ou "pseudoinversa") **F*** da função de distribuição **F**, originando **funções-quantil de 3ª espécie**. Não obstante esta nova definição, incluirá os casos anteriores como particulares.

Tal definição encerra certa sofisticação matemática acima do nível de interesse da maioria dos leitores, pois nos voltamos principalmente para aspectos aplicados muito imediatos e não para certos detalhes matemáticos que se encontrem por detrás de tudo isto. Por tal motivo, será omitida nesta exposição, remetendo-se a Xavier; Xavier e Alves. (2007).

Cabe apenas lembrar que o conceito de quantil para leis discretas ou mistas pode fugir ao senso comum. Donde, recomendável que não se aplique de maneira indiscriminada. Talvez, por este motivo, não ser tratado em Gilchrist (2000), como já foi dito. Donde, em geral, esse autor limitou-se a leis contínuas e, mais que isto, a leis contínuas “bem comportadas”.

Não obstante, possui consequências práticas significativas, donde resulta forte interesse, especialmente como um instrumento para a “simulação” de leis discretas e mistas. Inclusive, também podendo simular uma amostra preexistente.

Vamos apenas nos limitar, para despertar a curiosidade do leitor, a apresentar os gráficos de: 1º) Uma particular **densidade discreta f** ; 2º) A respectiva função de distribuição **de probabilidades F** ; 3º) A inversa generalizada **ou função-quantil generalizada (de 3ª espécie ou $F^*=Q^*$)**

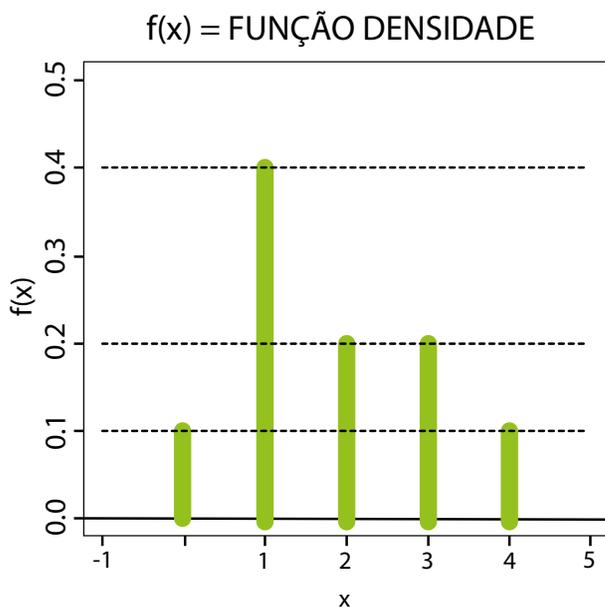


Gráfico 13 - Função Densidade $f(x)$

Fonte: Xavier; Xavier e Alves (2007).

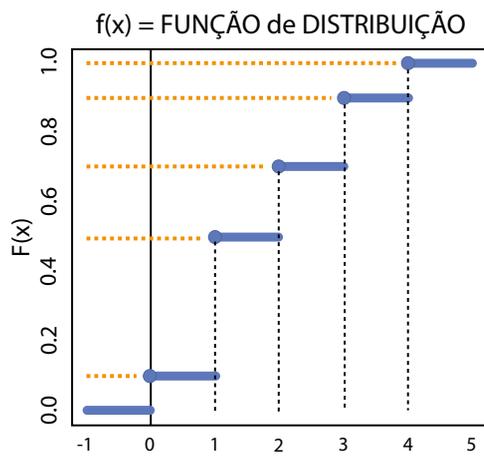


Gráfico 14 - Função de Distribuição $F(x)$

Fonte: Xavier; Xavier e Alves (2007).

Note-se que $f(i)=\text{Prob}(X=i)=f(i)$ assume os valores **0,1; 0,4; 0,2; 0,2** e **0,1**, para $i=0,1,2,3,4$, respectivamente, como nos mostra o **Gráfico 13**

A construção de $F(x)$ no **Gráfico 14** é bastante compreensível. Note-se que a densidade é nula para as abscissas $x<1$, donde resulta que $F(x)=\text{Prob}\{X\leq x\}=0$ em todo o intervalo $]-\infty;0[$

Segue-se que:

$$F(x)=\text{Prob}\{X\leq x\}=f(1)=0,1 \quad \text{em} \quad [0;1[$$

$$F(x)=f(1)+f(2)=0,1+0,4=0,5 \quad \text{em} \quad [1;2[$$

$$F(x)=0,5+f(3)=0,5+0,2=0,7 \quad \text{em} \quad [2;3[$$

$$F(x)=0,7+f(4)=0,7+0,2=0,9 \quad \text{em} \quad [3;4[$$

$$F(x)=0,9+f(4)=0,9+0,1=1,0 \quad \text{em} \quad [4;+\infty[$$

Teremos, em seguida, o gráfico da “inversa generalizada” (ou “função-quantil” generalizada”) $F^*=Q^*$, conforme se vê no Gráfico 15.

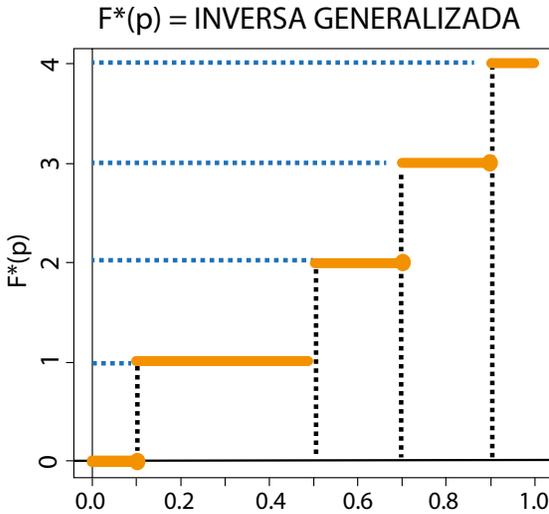


Gráfico 15 - Inversa Generalizada $F^*(p)=Q^*(p)$.

Fonte: Xavier; Xavier e Alves (2007).

Comparando o Gráfico 15 acima com a precedente, não é difícil discernir como se obtém a “inversa generalizada” $F^*(p)=Q^*(p)$ a partir da “função de distribuição” $F(x)$, no “caso discreto”. Contudo, para os demais casos, aqui não tratados, não há maiores dificuldades.

Uma observação final resulta da inspeção das duas últimas figuras. Ou seja, que a função de distribuição $F(x)$ mostra-se sempre contínua à direita em cada um dos seus vários pontos de descontinuidade, enquanto a inversa generalizada $F^*(p)=Q^*(p)$ é contínua à esquerda.

De fato, este último resultado possui uma validade geral. Note-se, demais, que já ocorrera no **Gráfico 10**.

Cabe aqui agradecer ao Prof. Dr. Airton F. S. Xavier pelos *scripts* na “linguagem R” destinados à obtenção de gráficos “preto e branco”, em Xavier; Xavier e Alves (2007). Bem como, pelos “scripts” para análogos gráficos “coloridos”, do presente livro.

CAPÍTULO 4: MODELOS ASSINTÓTICOS: “GEV”: VALORES EXTREMOS GENERALIZADOS: MODELOS POISSONIANOS PARA EVENTOS RAROS

No presente capítulo, tratamos da modelagem e previsão de extremos através de Métodos Assintóticos, um embasamento à determinação dos *Generalized Extreme Values* (GEV) - “Valores Extremos Generalizados”. No mesmo contexto, são citadas técnicas complementares. Cabe lembrar, conforme o exposto no **Capítulo 2**, que tais modelos assintóticos foram desenvolvidos, a todo rigor, em vista da determinação e previsão de “extremos de extremos”, como no caso da predição para máximos ou mínimos de extremos climáticos.

Finalmente, extremos podem ainda ser considerados, em princípio, como Eventos Raros. Em consequência, serão também abordados os Modelos Poissonianos, utilizados na representação de tais eventos e guardando relações íntimas com ocorrências de desastres naturais e/ou tecnológicos.

Esses problemas tocam de perto a questão de riscos climáticos, como o que se refere a chuvas intensas e inundações catastróficas e, no “outro lado da moeda”, ocorrências de secas extremas e vazões mínimas de cursos d’água. Ligam-se, ainda, às ocorrências de tufões, furacões, tsunamis, grandes marés, tornados, erupções vulcânicas, terremotos e deslizamentos de terreno, eventos que podem tornar-se igualmente catastróficos em termos da perda de vidas humanas, de rebanhos e plantações, além da destruição de obras públicas e privadas, cujos efeitos poderão, enfim, vir a ser também contabilizados em termos de prejuízos financeiros excepcionais.

Note-se que eventos extremos, com impactos sobre a vida no planeta, não se referem apenas a acontecimentos ocorridos no seu manto, na sua superfície ou no seu envoltório gasoso, mas também eventos solares e/ou cósmicos capazes de causar efeitos danosos, como o caso de erupções solares extremas, podendo prejudicar as telecomunicações terrestres.

Do mesmo modo, quedas de meteoros de grande porte ou a passagem de corpos celestes nas proximidades da terra são eventos raros que poderão (ou poderiam) causar grandes malefícios. Embora sob o ponto de vista da história mais recente esses constituam eventos raríssimos e suas derradeiras ocorrências não tão danosas.

Por tal motivo, catalogar-se-iam não na categoria de “acidentes”, mas de “quase-acidentes” ou “eventos críticos”, numa alusão e apropriação de terminologia própria à engenharia de segurança de sistemas, ou seja, como no contexto de “quase desastres” ou “quase acidentes” de trabalho. Talvez um tanto mais preocupantes sejam eventos relativos a impactos de lixo espacial; ou a desastres aeronáuticos sobre áreas habitadas.

Como se percebe, eventos extremos não seriam apenas os de origem climática ou oceânica, mas outros quaisquer, como aqueles de natureza tecnológica. Estes, em virtude de falhas estruturais em projetos ou erros na sua execução; mas, em certos casos, envolvendo a concorrência de causas fortuitas e eventos naturais. É atual a questão da vazadura de petróleo em águas oceânicas profundas e/ou costeiras.

O mesmo se aplica a diversas outras áreas. Na economia, a desastres financeiros, quedas abruptas de bolsas. Na, seria o caso de erros médicos e surtos epidêmicos. Deixa-se de citar, decerto, exemplos em inúmeras outros campos, como em gestão rodoviária, criminologia etc.

Citamos algumas obras básicas de referência: Coles (2001) e Castillo et al. (2005). Estes dois livros remetem a rica bibliografia no assunto e fazem um tratamento teórico e aplicado dos “**GEVs**”. Veja-se também uma obra clássica: Gumbel (1958, 2004), não só por seu valor histórico e amplo conteúdo, embora por vezes pouco didático, devido à profusão de informações. Bem como: Beirlant et al. (2004).

O tema sobre extremos tem a ver com as “**estatísticas de ordem**”, estudadas na estatística matemática. Assim, indicam-se livros com capítulo e/ou secções nesse tema: Cox e Hinkley (1974); Mood; Graybill e Boes (1974) e Roussas (2003).

Há obra relativamente recente sobre as estatísticas de ordem: David e Nagaraja (2003). Acresçam-se ainda os dois volumes editados por Balakrishnan e Rao (1998) trazendo contribuições de vários especialistas.

Cabe lembrar que há obras de hidrologia tratando dessa questão, por motivos óbvios. Ou seja, desde que muito da pesquisa em extremos foi desenvolvida por engenheiros hidrólogos, embora igualmente por estatísticos e outros profissionais contribuindo nessa área.

Uma bibliografia concernente a modelos poissonianos deixa-se para uma seção correspondente, ainda neste capítulo, tendo em vista seu interesse para a análise de eventos raros.



Foto 1 - Gumbel, Emil Julius (1891-1966) “Charcoal”

Fonte: Editado em “Charcoal” a partir de Prancha em “Arch. Univ. Heildeberg”.

Nota: Obeve a licenciatura em Estatística (1913) e o doutorado (1914) em Munique. Ensinou Estatística Matemática em Heidelberg. Por motivos políticos, após a ascensão do nazismo, exilou-se na França, Portugal e Estados Unidos, tornando-se finalmente professor na Universidade de Colúmbia.

4.1-Modelos Assintóticos e Extremos

«Il est impossible que l'improbable n'arrive jamais».

(É impossível que o improvável nunca aconteça)

Gumbel (1958)

As técnicas assintóticas clássicas são a base para o desenvolvimento dos modelos generalizados de extremos. Além de engenheiros hidrólogos e estatísticos, matemáticos de renome também contribuíram na mesma direção, como **Maurice Fréchet (1878-1973)**. E ainda o economista e sociólogo italiano **Vilfredo Pareto (1843-1923)**.

De fato, toda a teoria de eventos extremos se inicia praticamente no segundo quarto do século XX, a partir de dois artigos de: Fréchet (1927) e Fisher e Tippett (1928).



Foto 2 - Fréchet, Maurice, 1878-1973

Fonte: Public Domain “Mac Tutor History of Mathematics Archive” - Univ. St. Andrews - Scotland

Nota: Matemático francês, que obteve doutorado em 1915 sob orientação de Hadamard. Sua produção foi prolífica, cobrindo as áreas de análise superior, topologia geral e combinatória, teoria das probabilidades, análise funcional, teoria das curvas em espaços abstratos, filosofia das ciências e da matemática etc.

4.1.1-Estatísticas de ordem

Para entender os modelos assintóticos (de máximos e de mínimos), é preciso conhecer algo sobre as distribuições de probabilidades para estatísticas de ordem, em particular para o máximo e o mínimo. Assim, seja uma amostra de tamanho n de certa variável aleatória X :

$$X_1, X_2, \dots, X_n$$

Considere-se a estatística de ordem correspondente a seu **máximo**,

$$\text{Max}_{(n)} = \max \{ X_1, X_2, \dots, X_n \}$$

Supõe-se que todas estas variáveis X_i possuem a lei de probabilidades de uma mesma variável aleatória X com uma função de distribuição de probabilidades (f.d.p.) dada por $F(x) = \text{Prob}\{X \leq x\}$ e função densidade por $f(x) = (d/dx)F(x)$.

Além disso, ainda é suposto que as X_i sejam **variáveis aleatórias independentes**, desde que constituem uma “amostra aleatória”.

No caso do máximo, qual sua f.d.p.? É fácil este cálculo, observando que $M(n) \leq u$ equivale a $X_i \leq u$ para todos os índices $i = 1, 2, \dots, n$. Então, notando por G e g a f.d.p. e a densidade de $\text{Max}(n)$, respectivamente, segue-se pela condição de independência estocástica:

$$G(u) = \text{Prob}\{ \text{Max}(n) \leq u \} =$$

$$= \text{Prob}(X_1 \leq u) \times \dots \times \text{Prob}(X_n \leq u) = \{ F(u) \}^n \quad [4.1]$$

$$g(u) = (d/du) G(u) = n \{ F(u) \}^{n-1} f(u) \quad [4.2]$$

O tratamento para o mínimo (ou para outras estatísticas de ordem) é análogo, exigindo apenas pequenos “malabarismos” probabilísticos. Assim, seja:

$$\text{Min}(n) = \min \{ X_1, X_2, \dots, X_n \}$$

Notando por H e h a f.d.p. e a densidade de $\text{Min}(n)$, respectivamente, teremos agora:

$$H(u) = \text{Prob}\{ \text{Min}(n) \leq u \} = 1 - [1 - F(u)]^n \quad [4.3]$$

$$h(u) = (d/du) H(u) = n [1 - F(u)]^{n-1} f(u) \quad [4.4]$$

Contudo, as estatísticas de ordem não são apenas o “mínimo” ou o “máximo”. Desta forma, pode haver interesse em conhecer ou estudar o comportamento de outros eventos colocados em ordem. Assim, mais “estatísticas de ordem” serão consideradas a partir dos elementos da amostra dispostos em “ordem crescente” (“não decrescente”):

$$X(1) \leq X(2) \leq \dots \leq X(i) \leq \dots \leq X(n)$$

De sorte que $X_{(n-1)}$ será o “penúltimo máximo”, enquanto $X_{(n-2)}$ o “antepenúltimo máximo”.

Já $X_{(1)}$ trata-se do “mínimo”, $X_{(2)}$ do “segundo mínimo” etc. Por outro lado, se $n=2k+1$, é óbvio que $X_{(k)}$ será também uma “estatística de ordem”, no caso a “mediana”! Logo, as “estatísticas de ordem” não se referem só a extremos nas duas caudas, mas ainda a valores intermediários em qualquer posição na amostra ordenada.

Porém, é óbvio que, no referido contexto de extremos, estamos mais interessados por eventos nas duas caudas, à parte do interesse de compará-los a eventos intermédios.

É claro que a ordenação de eventos naturais e/ou tecnológicos depende da escala de medida empregada. Por exemplo, consideremos furacões ocorridos em dada área, num dado período de tempo. Torna-se óbvio que os resultados serão distintos, se forem “contabilizados” em termos: 1] dos prejuízos em US\$ (ou R\$); 2] da extensão máxima do furacão (km²); 3] da extensão máxima da área territorial atingida (km²); 4] da população (urbana e rural) nessa área; 5] da população desabrigada; 6] do total de mortos; 7] da velocidade média do vento em dado momento (km/h) etc. Algo análogo se aplicaria às chuvas intensas em São Paulo e no Rio de Janeiro, no Paraná, na “zona da mata” ou, finalmente, no litoral leste do Nordeste brasileiro e áreas vizinhas.

Demais, as “contabilidades” utilizadas podem ter significados diferentes em épocas distintas, porque a população ou a densidade po-

pulacional era menor, ou a “defesa civil” não tão organizada como agora etc. Finalmente, em termos econômicos, os valores monetários teriam de ser inflacionados ou deflacionados ao longo do tempo para que se pudesse assegurar um mesmo padrão de medida da moeda.

Voltando à estatística do “máximo”, observe-se que o resultado [4.1] não é tão útil, pois, em geral, se desconhece a lei de probabilidades da variável aleatória X , ou seja, sua f.d.p. ou $F(x)$, exatamente. Em outras palavras, não se sabe quão “boa” ou então quão “ruim” é sua estimativa $M(x)$, pois isto depende não só da natureza dos métodos de estimação, mas, em última análise, da própria qualidade dos dados históricos, sendo este último aspecto aquele no qual o pesquisador exerce um controle menor ou nenhum.

Como em geral, existe um desvio ou erro entre $F(x)$ (real) e o $M(x)$ (estimado), segue-se que o estudo do “máximo” deverá depender do afastamento ou erro entre: $\{ F(x) \}^n$ e $\{ \Phi(x) \}^n$.

Ora, discrepâncias de $\Phi(x)$ relativamente a $F(x)$, sem dúvida, conduziram a discrepâncias não controláveis de $\{ \Phi(x) \}^n$ com relação a $\{ F(x) \}^n$. Por outro lado, desconfia-se que tais discrepâncias seriam cada vez menos controláveis em função do tamanho n da amostra. No caso de uma série centenária, i.e., de $n = 100$ anos, tem-se, ademais, de levar em conta uma provável maior “deterioração” da qualidade dos dados em função do recuo no tempo.

Qual a solução? Utilizar modelos assintóticos, ou seja, aproximações obtidas através de limites. Esta solução é relativamente complicada em termos da estatística matemática, donde será aqui omitida. Remete-se à secção seguinte (4.2) e, ainda à bibliografia especializada já citada na “Introdução”, como, por exemplo, Coles (2001).

4.2-Modelos “GEV”

A solução indicada, mais acima, conduz à escolha e o uso de modelos envolvendo os *Generalized Extreme Values* (GEV) - Valores Ex-

tremos Generalizados. A rigor, tais modelos não oferecem novidade! A maior vantagem é resumir numa única fórmula, dependendo de três parâmetros μ , σ e λ , os modelos clássicos de Gumbel; Fréchet e Weibull, respectivamente, para $\lambda = 0$ (de fato $\lambda > 0$ converge para zero), $\lambda > 0$ e $\lambda < 0$.

Na verdade teremos de considerar dois modelos gerais: um para o máximo, outro para o mínimo. Os parâmetros μ , σ e λ respectivos são os de posição (location), escala (scale) e forma (shape). Este último controla o “estiramento” da cauda. Uma ressalva importante é que os parâmetros μ e σ não dizem respeito, em princípio, à média e ao desvio padrão dos referidos - modelos assintóticos.

Por outro lado, os GEV podem ainda ser particularizados para o caso de um único parâmetro ξ . Logo, envolvendo os **modelos de Gumbel; Fréchet e Weibull de um único parâmetro**, $\xi = 0$, $\xi > 0$ ou $\xi < 0$, respectivamente, e, além disso, considerados separadamente tanto para o máximo como para o mínimo.

Omitimos a apresentação das expressões analíticas, mas que podem ser consultadas na bibliografia indicada. É preciso ainda desconfiar de material extraído da *web*, incluindo aqui a própria *Wikipedia* e outras fontes virtuais.

Na *wiki*, embora possa por vezes remeter a fontes confiáveis, o conteúdo analítico apresenta aparentes inconsistências, em particular para algumas equações definindo os modelos de extremos. Como foi possível detectar para o caso das “entradas” para várias dessas equações.

Note-se que todos esses modelos, em geral, aplicam-se a distribuições contínuas. Mas há adaptações para o caso discreto e o multinomial (no plano etc.). Finalmente, ainda são utilizados os *Generalized Pareto Distributions* (GPD) - Distribuições de Pareto Generalizadas, que, como se depreende, envolvem “leis de Pareto”.

4.2.1-Ajuste dos Modelos “GEV”

Não tratamos, aqui, do cálculo de médias, variâncias e de outros **momentos, centrados e não-centrados**, para **modelos GEV**; também, de seus quantis e ordens quantílicas, importantes para determinar os períodos de retorno de eventos extremos; tampouco, das técnicas de ajuste de tais modelos. Há a disponibilidade de *scripts* para modelos **GEV**, em termos de ajuste, simulação e respectivos testes, utilizando a “linguagem R”. Outro problema refere-se à ocorrência de *clusters* ou “aglomerados” espaciais.

Cabe, porém, uma advertência. Nenhum modelo, por melhor que seja seu embasamento teórico e, ainda, por mais promissores que sejam seus resultados experimentais, terá êxito quando for aplicado a séries de observações cuja qualidade e cuja fidedignidade for duvidosa. Por outro lado, séries de observações sem critérios estritos das boas práticas de coleta e de registro dificilmente poderão ser corrigidas. Incluindo descaracterização dos dados reais por “manipulações” e/ou “correções” desastradas.

4.3-Eventos Raros

Com respeito a eventos “discretos”, algumas distribuições ou leis tratam diretamente de eventos raros ligados a **extremos naturais** (chuvas intensas, ventos de grande força e/ou furacões e tornados, terremotos etc.); como ainda, a extremos tecnológicos.

Em especial, os chamados modelos poissonianos: 1] **Lei de Poisson clássica**; 2] **Poisson truncada na origem** (sem o valor “zero”); 3] **Poisson “zero inflada”** (quando ocorrem mais zeros que o previsto pela Poisson clássica) etc. Outras distribuições discretas podem estar relacionadas com tais eventos, como as leis binomial, geométrica e binomial negativa. Mencione-se ainda a “lei de Dacey”, conforme Dacey (1958).

Para as leis discretas clássicas (poisson, binomial, binomial negativa, da qual a geométrica é caso particular, e outras), remete-se, em

princípio, à bibliografia já mencionada no **Capítulo 3**, ou seja, para obras de estatística e cálculo de probabilidades. Excetua-se a lei de Poisson, para a qual será apresentada uma breve revisão, tendo em vista sua importância.

Cabe também referir modelos poissonianos generalizados, entre os quais o Modelo de Poisson Generalizado de Goralski-Cammilleri e Xavier-Xavier.

Esta lei generalizada, apesar de promissora e de aplicabilidade geral, não estava, em geral, contemplada em livros-texto. Assim, remete-se aos seguintes dois artigos que, à época, tiveram pouca disseminação, além da circunstância de os dois autores citados não terem-se apercebido de determinadas imprecisões e aparentemente terem depois dado continuidade a suas pesquisas nessa direção: Goralski (1977) e Cammilleri (1981).

Porém, um tratamento mais completo sobre o assunto, além de aplicações pertinentes às nossas áreas de interesse, encontram-se nos artigos seguintes.

Detalhes serão tratados na seção destinada às aplicações desse modelo, conforme: Xavier e Xavier (1990); Xavier e Xavier (1991) e Xavier e Xavier (1992).

4.3.1-Lei de Poisson de Parâmetro $\lambda > 0$ ou Lei $\Pi(\lambda)$

Uma variável aleatória discreta X diz-se possuir a lei de Poisson de parâmetro > 0 se sua função densidade de probabilidade for:

$$f(x) = P(X = x) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^x}{x!} ; \mathbf{x = 0,1,2, \dots} \quad [4.5]$$

onde $e = 2,71828\dots$ representa, como usualmente, a base do sistema de logaritmos naturais. Note-se que a função exponencial goza da

seguinte propriedade de expansão em série de potências:

$$e^\lambda = 1 + \lambda + \frac{\lambda^2}{2!} + \frac{\lambda^3}{3!} + \dots + \frac{\lambda^n}{n!} + \dots; \quad [4.6]$$

em particular,

[4.6a]

$$e^\lambda = 1 + \lambda + \frac{\lambda^2}{2!} + \frac{\lambda^3}{3!} + \dots + \frac{\lambda^n}{n!} + \dots$$

Não é difícil escrever um programa de computador para esses cálculos, sendo apenas necessário considerar como cada termo se obtém a partir do anterior:

$$\lambda^{x+1}/(x+1)! = [\lambda/(x+1)] \lambda^x / (x!) \quad [4.7]$$

$$1/(x+1)! = [1/(x+1)] / (x!) \quad [4.7a]$$

Evidentemente, por precaução, seria válido verificar que os $f(x)$ somam 1 (um), condição a ser preenchida obrigatoriamente por uma função densidade. Fica aos cuidados do leitor.

Gênese da Lei de Poisson e Aplicações

A distribuição ou lei de Poisson não ocorre diretamente no contexto de repetições de um experimento aleatório envolvendo a lei de Bernoulli, como no caso das leis binomial e geométrica, ou da lei binomial negativa, pois decorre de cada um dos contextos seguintes:

1. Como um limite, isto é, aproximação para a lei binomial com n “grande” e $p \ll 1/2$ ou $p \gg 1/2$ [\ll , resp. \gg , lê-se “muito menor” e “muito maior”, significando que p está próximo de 0 (zero) ou de 1 (um)]

2. Para expressar fenômenos discretos (contagem de ocorrências no tempo ou no espaço) satisfazendo aos chamados “**axiomas de Poisson**”, isto é, no contexto de um “**processo de Poisson**”.

Proposição : para uma variável aleatória X com lei de Poisson de parâmetro $\lambda > 0$ a função geradora de momentos **f.g.m.** é dada por:

$$M(t) = MX(t) = \exp [\lambda(e^t - 1)] , t \in \mathbb{R} \quad [4.8]$$

Omite-se a definição da **f.g.m.** e também a verificação deste resultado, cujas buscas ficariam a cargo do leitor. Note-se que esta função, quando existe, de certa maneira, caracteriza a lei de probabilidades.

Demais, é um instrumento útil para vários cálculos, principalmente para “gerar” os **momentos não-centrados da distribuição**, como a média teórica ou valor esperado $M'(0) = E[X]$ e os restantes momentos não-centrados $M^{(n)}(0) = E[X^n]$, $n=2, 3, \dots$; em particular $M''(0) = E[X^2]$. Donde se obtém: $\text{Var}[X] = M''(0) - \{M'(0)\}^2$.

Proposição : para uma variável aleatória X com lei de Poisson de parâmetro $\lambda > 0$ ou Lei $\Pi(\lambda)$, a média e a variância teóricas são :

$$\mu = E[X] = \lambda \quad [4.9] \quad \sigma^2 = \text{Var}[X] = \lambda \quad [4.10]$$

Verificação : faz-se necessário calcular $M'(t)$ e $M''(t)$. Em seguida, obter $M'(0) = \lambda$ e $M''(0) = \lambda + \lambda^2$. Donde: $\mu = M'(0) = \lambda$ e $\sigma = M''(0) - \{M'(0)\}^2 = (\lambda + \lambda^2) - \lambda^2 = \lambda$. Como se percebe, a lei de Poisson goza da propriedade de que sua média e desvio padrão possuem o mesmo valor numérico.

Exemplo: certo evento meteorológico pode expressar-se mediante uma variável aleatória discreta $X =$ “**número de ocorrências do fenômeno nos 365 dias do ano**”. Suponhamos que, no decurso de 30 anos, o evento tenha acontecido 108 vezes. A média anual é, portanto, $108/30 = 3,6$ ocorrências por ano. Supondo que esse fenômeno (digamos, ocorrência de um dia de tempestade ou de chuva muito intensa) segue a lei de Poisson, desejamos estimar: **1º**) a probabilidade de se verificarem num determinado ano, no máximo, dois dias de tempestade (ou chuvas muito intensas); **2º**) a probabilidade de não ocorrer tempestade durante o ano.

Observe-se que, sendo **3,6** a média (amostral ou empírica), segue-se que esse número pode ser considerado como uma estimativa da esperança matemática ou média teórica da variável aleatória **X** acima mencionada, ou seja, estimativa do parâmetro $\mu = E[X] = \lambda$. É usual representar a estimativa de um parâmetro pela mesma letra encimada por um “chapéu” (^). Tem-se, portanto: $\hat{\lambda} = 3,6$.

Contudo, para aliviar o texto, é usual continuar empregando, no lugar de $\hat{\lambda}$, a letra sem o “chapéu”, ou seja, o próprio λ , desde que não haja possibilidade de confusão. Seguem-se os cálculos:

$$\begin{aligned} P(X \leq 2) &= f(0) + f(1) + f(2) = \exp(-\lambda)(1 + \lambda + \lambda^2/2) = \\ &= \exp(-3,6) (1 + 3,6 + 3,6^2/2) \cong 0,0273 \times 11,08 \cong 0,302 \\ P(X = 2) &= f(2) = 0,0273 \dots \cong 0,027 \end{aligned}$$

Cálculo Iterativo das Probabilidades de Poisson

Há procedimentos clássicos para aproximar certas leis discretas pela lei normal. É o caso das leis binomiais, de Poisson, entre outras. Contudo os erros nas aproximações são dificilmente controláveis.

Atualmente, com as facilidades de recursos computacionais, os valores de somas $P(j \leq X \leq k) = f(j) + f(j+1) + \dots + f(k)$, $j < k$ para a lei de Poisson, mesmo com um número muito grande de parcelas, podem ser facilmente obtidos.

Aliás, no caso da lei de Poisson, a fórmula de iteração permitindo as operações era conhecida desde muito e empregada em cálculos manuais, pois para valores elevados do índice **k** as probabilidades são em geral praticamente nulas. Por outro lado, para leis binomiais **B(n ; p)** com **n** muito grande, por exemplo **n=10.000**, certos cálculos poderiam envolver centenas ou milhares de parcelas.

Para a lei de Poisson, a fórmula iterativa é obtida facilmente a

Cap 4 - Modelos Assintóticos - “GEV”-Valores Extremos Generalizados. Modelos Poissonianos para Eventos Raros.

partir de $f(x) = \exp(-\lambda) \lambda^x / x!$ e $f(x+1) = \exp(-\lambda) \lambda^{(x+1)} / (x+1)!$.
 Onde:

$$f(0) = \exp(-\lambda)$$

$$f(x+1) = f(x) [\lambda / (x+1)], \quad k=1,2,\dots \quad [4.11]$$

Assim, como exemplo, calcula-se consecutivamente para $\lambda = 3,6$:

$f(0) = \exp(-3,6)$	$\cong 0,02732$
$f(1) = f(0) \times 3,6$	$\cong 0,09837$
$f(2) = f(1) \times 3,6 / 2$	$\cong 0,17706$
$f(3) = f(2) \times 3,6 / 3$	$\cong 0,21247$
$f(4) = f(3) \times 3,6 / 4$	$\cong 0,19122$
$f(5) = f(4) \times 3,6 / 5$	$\cong 0,13768$
$f(6) = f(5) \times 3,6 / 6$	$\cong 0,08261$
$f(7) = f(6) \times 3,6 / 7$	$\cong 0,04248$
$f(8) = f(7) \times 3,6 / 8$	$\cong 0,01912$
$f(9) = f(8) \times 3,6 / 9$	$\cong 0,00765$

Σ (soma)	$\cong 0,99598$

Os restantes termos são valores muito pequenos, próximos de

zero, donde se segue que $f(10) + f(11) + f(12) + \dots \cong 1 - 0,99598 = 0,00402 < 5/1000$

Aliás, um programa poderá incluir “ordens de parada” no sentido de determinar para quais valores do índice k a soma ultrapassa 75%, 90%, 95%, 99% etc. Ou de forma equivalente, para quais valores de k o “resto” torna-se menor que 25%, 10%, 5%, 1% etc.

A Lei de Poisson como Aproximação à Lei Normal

Conforme adiantado na seção sobre “gênese da lei de Poisson”, em muitas aplicações, trabalha-se com a distribuição binomial $\mathbf{B}(n, p)$ com n “grande”; e um valor “pequeno” (próximo de zero) ou “grande” (próximo de um) para o parâmetro p . Neste contexto, torna-se possível aproximar os termos $\binom{n}{x} p^x q^{n-x}$ de uma lei binomial pelos termos correspondentes $e^{-\lambda} \lambda^x / x!$ da lei de Poisson de parâmetro $\lambda = np$

Note-se que a primeira formulação dessa lei, obtida por **G.D. Poisson** em **1837**, deu-se exatamente em termos da aproximação, como se mostra a seguir:

Para números combinatórios $\binom{n}{x} = n! / (n-x)!$, utilizaremos a notação $C_{n,k}$. Por outro lado, seja \mathbf{X} uma variável aleatória de Lei $\mathbf{B}(n, p = \lambda/n)$ (Binomial) e \mathbf{Y} com Lei $\mathbf{\Pi}(\lambda)$ (Poisson). Então, representemos por $f(x; n, p = \lambda/n)$ e $g(y; \lambda)$ as respectivas funções densidades discretas.

Proposição: Tem-se:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} C_{n,x} (\lambda/n)^x (1-\lambda/n)^{n-x} = \exp(-\lambda) \lambda^x / x! \quad [4.12]$$

$$\text{isto é,} \quad f(x; n, p = \lambda/n) = g(y; \lambda) \text{ apx.} \quad [4.12a]$$

para n suficientemente grande.

Portanto, as probabilidades da lei $\mathbf{B}(n, p = \lambda/n)$ são aproximadas pelas da lei $\mathbf{\Pi}(\lambda)$. Isto é equivalente a afirmar que as probabilidades de

$B(n,p)$ são aproximadas pelas de $\Pi(np)$.

Na prática, isto assume significado especial às finalidades de cálculo, em vista de que a densidade da lei binomial é de tratamento numérico menos simples do que a densidade de Poisson. Pois, naquela, intervêm números combinatórios $C_{n,x}$ ou seja, $n!/[x!(n-x)!]$. A rigor, no cálculo de coeficientes combinatórios, dependentes de n e x , grandes dificuldades podem surgir:

1º) Esses números poderão assumir valores muito grandes; 2º) o cálculo direto pela fórmula $n!/[x!(n-x)!]$ é, de fato, impraticável, pois, rapidamente, o fatorial torna-se um número com enorme quantidade de dígitos; 3º) o recurso de cancelar fatores repetidos no numerador e denominador, ou dividir pares de fatores, torna-se uma tarefa fastidiosa e longa, além de não seguir uma regra clara.

Por outro lado imaginemos que, para a lei $B(n,p)$, com $n=1000$ e $p=0,31$, tivéssemos de calcular $f(500)=\text{Prob}(X=500)=1000!/(500!*500!)$. Não tente... De fato há uma solução simples, mas que exige o conhecimento da fórmula para o cálculo iterativo de probabilidades binomiais, de maneira análoga como se fez para a lei de Poisson. Além de exigir o recurso de escrever um programa para a solução do problema. Notaremos, como usual, $q = 1-p$. Veja-se, a seguir.

Cálculo Iterativo das Probabilidades Binomiais - A fórmula iterativa é obtida facilmente a partir das expressões:

$$f(x) = C_{n,x} p^x (1-p)^{n-x} = n! / [x! (n-x)!] p^x (1-p)^{n-x}$$

$$f(x+1) = C_{n,x+1} p^{x+1} (1-p)^{n-x-1} = n! / [(x+1)!(n-x-1)!] p^{x+1} (1-p)^{n-x-1}$$

Logo, $f(0) = (1-p)^n$

$$f(x+1) = f(x) [(n-x)/(x+1)] (p/q), \quad k=1,2,\dots \quad [4.13]$$

Então, para determinar $f(500)=\text{Prob}(X=500)$, calcula-se primeiro $f(0)$ e se segue calculando $f(1)$, $f(2)$, ..., $f(499)$ até alcançar $f(500)$.

Aplicações de Modelos e Técnicas na Detecção de Variabilidade no Clima e Extremos

Por outro lado, para determinar $\text{Prob}(X \leq 500)$, repete-se todo o processo anterior, mas sempre acumulando cada valor obtido com a soma precedente: $S(0)=f(0)$, $S(1)=S(0)+f(1)$, $S(2)=S(1)+f(2), \dots, S(500)=S(499)+f(500)$. Como fazer para $\text{Prob}(200 \leq X \leq 500)$?

Por outro lado, com pacotes computacionais estatísticos que já dão **$\text{Prob}(X \leq 500)$** para cada valor de x , bastará considerar que se tem: **$\text{Prob}(200 \leq X \leq 500) = \text{Prob}(X \leq 500) - \text{Prob}(X \leq 199)$** .

Assimetria da Lei de Poisson - Máximos

Em vista de que uma variável aleatória atendendo a uma Lei de Poisson $\Pi(\lambda)$ assume infinidade de valores $x = 0, 1, 2, \dots$ é óbvio que esta lei não pode apresentar simetria. Mas poderá ser “quase-simétrica” para determinados valores do parâmetro λ . Seria o caso de uma lei $\Pi(\lambda)$ com parâmetro $\lambda=5$. Ver os gráficos

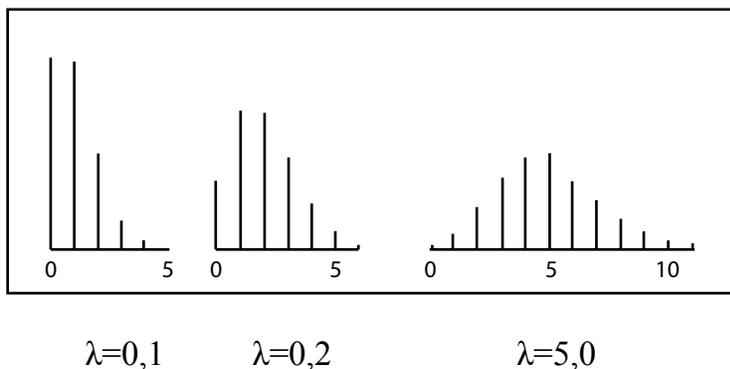


Gráfico 16 - Histogramas (Discretos) para a Lei de Poisson

Fonte: Elaboração Própria da Autora.

Numa lei de Poisson, pode ocorrer um máximo ou, então, dois máximos iguais e vizinhos. Onde isso ocorre pode-se verificar pelo exame do Gráfico 16 e/ou vendo as probabilidades respectivas. Contudo, há um modo de fazê-lo de forma automática. Com efeito, de [4.11] tira-se:

$$w(x) = f(x+1) / f(x) = \lambda / (x+1), \quad k = 1, 2, \dots \quad [4.14]$$

Ora, enquanto $w(x)$ for maior que 1 (resp., menor que 1), a sequência cresce (resp., decresce). Por outro lado, supondo x um número real positivo, $w(x)$ será uma função contínua e diferenciável e, assim, cabe determinar em qual ponto x_0 ocorre um máximo, isto é, ocorre onde $(d/dx)w(x)$ se anula. A solução que interessa refere-se a um inteiro n mais próximo do valor real x_0 encontrado. Cuidado, pois podem ocorrer dois máximos.

Reprodutibilidade da Lei de Poisson

A lei de Poisson goza da propriedade de “reprodutibilidade”, ou seja, se X_1 e X_2 são variáveis aleatórias independentes com leis de Poisson de parâmetros respectivos λ_1 e λ_2 , então, $X_1 + X_2$ também segue o mesmo modelo, com parâmetro $\lambda = \lambda_1 + \lambda_2$. Outras leis, como é o caso da binomial, gozam também de análoga propriedade.

Ajuste da Lei clássica de Poisson

Omite-se aqui o problema do ajuste da lei de Poisson às observações, por ser bem conhecido no nível da estatística elementar ou básica. Remete-se à bibliografia recomendada. Essas questões, por sua vez, são resolvidas em termos operacionais na maioria dos pacotes computacionais estatísticos e, em particular, por via de procedimentos na “linguagem” ou *software* R.

Contudo, no contexto da aplicação da **lei generalizada de Poisson**, este assunto será por nós visitado, tendo como caso particular o ajuste à lei clássica de Poisson.

4.3.2-Lei de Poisson “Zero-Truncada”

Alguns problemas podem envolver o truncamento à lei de Poisson na origem. Ou seja, considerar apenas seus valores positivos, isto é, para $x > 0$

Obtém-se, assim, a lei de Poisson “**não-zero**” ou “truncada na ori-

gem”. Se X possui lei Poisson “não-zero”, demonstra-se, utilizando as probabilidades condicionais, que sua função densidade discreta será dada por:

$$f(x) = \frac{\exp(-\lambda)\lambda^x}{x!(1-\exp(-\lambda))} \quad x=1,2,\dots \quad \lambda>0$$

[4.15]

Sua média (esperança matemática) e variância teóricas serão dadas, então, por:

$$\mu = \lambda / [1 - \exp(-\lambda)] \quad [4.16]$$

$$\sigma^2 = \frac{\exp(\lambda) \lambda [\exp(\lambda) - (1 + \lambda)]}{[\exp(\lambda) - 1]^2}$$

[4.17]

Suponhamos que, em determinado litoral, durante um ano, grandes marés ocorrem, segundo a lei de Poisson, com certo valor de λ . A pergunta sobre a probabilidade de ocorrerem no máximo cinco grandes marés, não levando em conta a possibilidade de sua não-ocorrência, deverá ser respondida segundo a lei “zero-truncada”.

Finalmente, em certos casos, não se deveriam considerar ocorrências a partir de certo valor n_0 . Isto ocorre em problemas de filas em que a chegada de usuários segue a lei de Poisson com dado parâmetro λ ; porém, a fila a ser formada admite comprimento máximo de 6 usuários. Neste caso, pode haver o interesse de considerar a lei de Poisson “truncada na cauda superior a partir de $n_0 = 7$ ”.

Veremos, na secção 4.4, que a lei generalizada de Poisson $PG(\lambda, c)$ para determinados valores dos dois parâmetros passa a ser naturalmente truncada na origem.

4.3.3-Lei de Poisson “Zero-Inflada”

Em algumas situações, pode ocorrer a existência de “zeros” em número maior do que seria previsto pela lei de Poisson. Nesses casos, é útil o modelo de Poisson “zero-inflado”.

Tal modelo tem sido aplicado em problemas nas áreas de saúde pública e ciências sociais. Mas poderá ter uso na análise de eventos raros nas ciências ambientais, em particular, na climatologia, na oceanografia etc.

Assim, suponhamos que o número de desastres de dada natureza atingindo um litoral, em período fixo do ano, passa a apresentar frequência muito grande de “zeros”. A “destrutividade” dos eventos pode nada ter a ver com a circunstância aqui relatada. Porém, na sua análise em termos dos números de ocorrências anuais, torna-se possivelmente utilizável o modelo citado.

4.4-Modelo Generalizado de Poisson (Goralski-Camilleri e Xavier-Xavier)

Na literatura científica, há referências a grande número de modelos que generalizam a lei de Poisson em várias direções. Aqui, vamos nos ater ao modelo generalizado proposto independentemente por Goralski (1977) e Camilleri (1981).

Devido às inconsistências nos modelos originais, Xavier e Xavier (1990, 1991, 1992) abordaram esse problema de maneira mais aprofundada, propondo soluções e verificando sua aplicabilidade a eventos raros em Climatologia e Meteorologia, além de proporem uma metodologia para seu ajuste e o desenvolvimento de um *software* para esta finalidade.

No modelo clássico de Poisson $\lambda = E[X] = \text{Var}[X]$. Logo, espera-se que o ajuste deste modelo possa ser válido, desde que m (média amostral) não fique muito longe de S^2 (variância amostral corrigida). Por outro lado, se $S^2 \gg m$ (S^2 muito superior a m) ou $S^2 \ll m$ (S^2 muito inferior a m) não se poderia obter, em princípio, bom ajuste.

Lembremos que a situação $S^2 \ll m$ corresponderia ao caso de uma lei binomial $B(n,p)$, com $\mu = E[X] = np$ e $\sigma^2 = \text{Var}[X] = npq$, ou seja, com $\mu > \sigma^2$. Já $S^2 \gg m$, ao caso da “lei binomial negativa” $B^-(r,p)$ ($r > 0$)

Aplicações de Modelos e Técnicas na Detecção de Variabilidade no Clima e Extremos
inteiro) ou $B^-(\alpha, p)$ ($\alpha > 0$ real), ou seja, com $\mu < \sigma^2$.

Contudo a Lei Generalizada de Poisson de parâmetros $\lambda > 0$ e $c < 0$ é vantajosa para o tratamento das três situações $S^2 \cong m$, $S^2 \gg m$ e $S^2 \ll m$, utilizando a mesma família de leis generalizadas, dependendo da escolha dos valores para os dois parâmetros λ e c .

Esta família das Leis de Poisson generalizadas a dois parâmetros, $\lambda > 0$ e $c > 0$, que se notará **PG**(λ, c), define-se através da função densidade de probabilidade $f = f_{\lambda, c}$, dada por:

$$f(0) = 1 - \frac{1 - e^{-\lambda c}}{c} \quad [4.18]$$

$$f(x) = \frac{c^{x-1} \lambda^x e^{-\lambda c}}{x!} \quad \text{se } x = 1, 2, 3, \dots \quad [4.19]$$

Note-se que, para $c = 1$, obtém-se, como caso particular, a densidade da lei de Poisson com parâmetro $\lambda > 0$.

As leis de Poisson Generalizadas **PG**(λ, c) não estão bem definidas para todos os valores dos dois parâmetros $\lambda > 0$ e $c > 0$, conforme mostraram Xavier e Xavier (1991). Circunstância de que não se aperceberam Goralski (1977) e Cammilleri (1981).

Por outro lado, Goralski (1977), apresentara um modelo de “urna”, duplo, de certa maneira inconsistente, pois, a rigor, não permitia gerar o modelo, como pretendia. Esta última questão não será aqui discutida.

De fato, tem-se $f(0) < 0$, quando $0 < c < 1$ e $\lambda > [\ln(1-c)]/c$, onde **ln** representa o “logaritmo natural”. Na prática, tal situação poderá ocasionalmente ocorrer, mas apenas numa fração reduzida de casos para os quais a média amostral **m** venha a superar a variância amostral $V = S^2$.

No plano dos pontos (λ, c), a região em que a função densidade não está bem definida e aquela onde o é, possuem como fronteira a

linha correspondente a $\mathbf{f}(\mathbf{0})=\mathbf{0}$. Portanto, em princípio, se os parâmetros estimados para a lei caem na região em que a função densidade não está bem definida, uma solução é considerar o ponto mais próximo na referida fronteira.

Ademais $\mathbf{0}<\mathbf{c}<\mathbf{1}$ e $\lambda=-[\ln(\mathbf{1}-\mathbf{c})]/\mathbf{c}$, teremos $\mathbf{f}(\mathbf{0})=\mathbf{0}$; significa que, neste caso, particular a distribuição já fica naturalmente truncada na sua origem $\mathbf{x}=\mathbf{0}$.

Por outro lado, ainda é possível mostrar que, para determinados valores dos parâmetros, a função densidade desta lei generalizada poderá ser bimodal, o que não ocorre com nenhuma das leis de probabilidades com as quais compete, como a binomial e a binomial negativa.

Proposição: para uma variável aleatória \mathbf{X} com Lei de Poisson Generalizada $PG(\lambda,\mathbf{c})$, de parâmetros $\lambda>\mathbf{0}$ e $\mathbf{c}>\mathbf{0}$, sua **f.g.m.** (função geradora de momentos) é dada por:

$$\mathbf{M}(\mathbf{t}) = \mathbf{M}_{\mathbf{X}}(\mathbf{t}) = \mathbf{E}[e^{t\mathbf{X}}] = \mathbf{1} - \{ \mathbf{1} - \exp[\lambda\mathbf{c}(\mathbf{1} - e^t)] \} / \mathbf{c} \quad \mathbf{t} \in \mathbf{R}$$

[4.20]

Lema: Seja \mathbf{X} uma variável aleatória com lei $PG(\lambda,\mathbf{c})$ e \mathbf{f} sua função densidade. Bem como, consideremos sua “função geradora de probabilidades” $g(s)$. Tem-se

$$g(s) = \mathbf{E}[s^{\mathbf{X}}] = \sum f(x) s^x = [\exp(-\lambda\mathbf{c})/\mathbf{c}] [\exp(-\mathbf{c})/\mathbf{c}] (-1 + e^{s\lambda\mathbf{c}})$$

[4.21]

Verificação da Proposição Anterior: Resulta de [2.21] com $s = e^t$

Proposição : para uma v.a. \mathbf{X} com Lei $PG(\lambda,\mathbf{c})$, obtém-se :

$$\mu = \mathbf{E}[\mathbf{X}] = \lambda \quad [4.22]$$

$$\sigma^2 = \text{Var}[\mathbf{X}] = \lambda [1-\lambda(1-\mathbf{c})] \quad [4.23]$$

Omita-se a verificação desses últimos resultados, mas podem ser obtidos mediante o cálculo de $M'(0)$ e $M''(0)$.

Corolário: para $0 < c < 1$ (respectivamente, $c > 1$) $E[X] > Var[X]$ (respectivamente, $E[X] < Var[X]$). Para $c = 1$, a lei generalizada de Poisson recai na lei de Poisson clássica, com $E[X] = Var[X] = \lambda$.

Esse resultado garante a versatilidade da lei de Poisson generalizada para a modelagem de observações numéricas discretas, de que decorre a vantagem da sua utilização.

Cálculo Iterativo (ou Recursivo) das Probabilidades do Modelo PG(λ, c)

Tem-se:

$$f(0) = 1 - (1 - \exp(-\lambda c)) / c$$

$$f(1) = \lambda \exp(-\lambda c)$$

$$f(x) = f(x-1) * \lambda c / x \quad x = 2, 3, \dots \quad [4.24]$$

Esta última expressão permite o cálculo dos valores da densidade $f(x)$ da lei PG(λ, c) para $x=2, 3, \dots$, a partir de $f(1)$; quanto a $f(0)$ obtém-se em separado e não entra no processo recursivo de cálculo.

Estimativas dos parâmetros pelo método dos momentos

Para o ajuste de um modelo PG(λ, c) aos dados de uma amostra, é preciso primeiro calcular a média m e a variância $V=S^2$ amostrais, estimadores da média μ e variância μ^2 teóricas. Na verdade, trata-se de um mesmo procedimento básico utilizado para outras leis de probabilidades. Aqui, são necessários os dois parâmetros amostrais m e $V = S^2$, porque devem ser estimados os dois parâmetros $\lambda > 0$ e $c > 0$ da lei de Poisson generalizada.

Para este fim, nas expressões [4.22] e [4.23], os dois parâmetros

teóricos $\mu = E[X]$ e $\sigma^2 = \text{Var}[X]$ são substituídos pelas suas estimativas m e $V = S^2$. Obtém-se, então, um sistema de duas equações algébricas, cujas soluções são as estimativas para os dois parâmetros amostrais λ e c . A rigor, devia-se escrever estes símbolos com um “chapéu” (^) para indicar que são as estimativas para os parâmetros da lei.

Proposição: para uma variável aleatória X com lei $PG(\lambda, c)$, as estimativas para os dois parâmetros $\lambda > 0$ e $c > 0$ são obtidas como a solução do sistema das duas equações

$$\lambda = m \quad [4.25] \quad c = 1 - (1/m) + (V/m^2) \quad [4.26]$$

O método aqui descrito para a estimativa dos parâmetros é o chamado método dos momentos. Na verdade, não é o mais eficiente para a obtenção de estimadores, principalmente, porque estes não serão necessariamente de “mínima variância”. Método de eleição poderia ser o de “máxima-verossimilhança”. O método dos momentos foi aqui empregado por ser o de maior simplicidade tanto conceitual como em termos dos cálculos.

Observe-se que os resultados dos dois métodos coincidem, para algumas distribuições probabilidades, como as leis Binomial Poisson clássica e Geométrica. Porém, para a lei $PG(\lambda, c)$, como em outras, tal não ocorre obrigatoriamente.

Por seu lado, a expressão algébrica para a função de máxima-verossimilhança é, em geral, bem mais complicada e sua solução somente pode ser obtida por via dos métodos numéricos. Na prática, há ainda a questão de decidir se a(s) solução(ões) corresponde(m) a um máximo local ou global. Ainda no caso da lei $PG(\lambda, c)$, há também a questão de considerar a região em que sua função densidade é bem definida. Outras questões, a mais, são aqui omitidas.

Um procedimento proposto em Xavier e Xavier (1992) consiste na utilização das estimativas obtidas pelo método dos momentos como uma “solução inicial”, a partir da qual se caminha em busca de

Aplicações de Modelos e Técnicas na Detecção de Variabilidade no Clima e Extremos uma “solução ótima” (estimativas de “máxima verossimilhança etc.), mediante uma técnica de busca (*search technique*).

4.5-Exemplo de Ajuste do Modelo PG(λ, c)

No que se segue, mostra-se um exemplo detalhado do ajuste da Lei PG(λ, c). Comparam-se os resultados com respeito ao ajuste da Lei de Poisson Clássica e a Lei de Poisson Generalizada.

Exemplo:

Consideremos certo fenômeno meteorológico e seja X o “número de ocorrências desse fenômeno durante um mês de primavera”, numa dada região. Por outro lado, uma amostra de observações para 233 meses de primavera estão consubstanciadas na seguinte Tabela 1:

Tabela 1 - Observações para 233 Meses de Primavera

X(i) = número de ocorrências	0	1	2	3	4	5	
N(i)=FO(i) (*)	111	62	38	16	5	1	$\Sigma = 233$

Fonte: Elaboração Própria da Autora.

Nota 1: (*) $N(i) = FO_{(i)}$ = frequências observadas ou números de meses de primavera com x_i ocorrências do fenômeno.

Nota 2: X(i) = “Número de Ocorrências do Fenômeno” por Mês.

Podemos então calcular: $N = \Sigma Ni = 233$; $\Sigma Nixi = 211$; $\Sigma Nixi^2 = 463$; segue-se: $m = 211/233 \cong 0,906$; $S^2 = [463 - (211)^2/233]/232 \cong 1,172$. Ora, como m e S^2 são próximos, seria razoável tentar, de partida, um ajuste da lei de Poisson clássica, ou lei $\Pi(\lambda)$, com $\lambda = 0,906$. Neste caso, são calculadas recursivamente as probabilidades e frequências esperadas, como se segue, ficando omitidos os detalhes dos cálculos:

Cap 4 - Modelos Assintóticos - “GEV”-Valores Extremos Generalizados. Modelos Poissonianos para Eventos Raros.

$$\begin{aligned}
 p_0 &= e^{-\lambda} \approx 0,404 ; & M_0 &= N p_0 \approx 94,2 \\
 p_1 &= p_0 \lambda \approx 0,366 ; & M_1 &= N p_1 \approx 85,3 \\
 p_2 &= p_1 (\lambda/2) \approx 0,166 ; & M_2 &= N p_2 \approx 38,7 \\
 p_3 &= p_2 (\lambda/3) \approx 0,050 ; & M_3 &= N p_3 \approx 11,7 \\
 p_4 &= p_3 (\lambda/4) \approx 0,011 ; & M_4 &= N p_4 \approx 2,6 \\
 M_{35} &= N - (M_0 + M_1 + M_2 + M_3 + M_4) \approx 0,5
 \end{aligned}$$

Assim, constrói-se a seguinte outra tabela :

Tabela 2 - Resultados do Ajuste da Lei de Poisson Clássica, $\lambda = 0,906$

X(i) = número de ocorrências	0	1	2	3	4	5	
N(i) ⁽¹⁾	111	62	38	16	5	1	$\Sigma = 233$
M(i) ⁽²⁾	94,2	85,3	38,7	11,7	2,6	0,5	

Fonte: Elaboração Própria da Autora.

Nota: ⁽¹⁾ N(i) = frequências observadas ⁽²⁾ M(i) = frequências esperadas.

Observe-se que, apesar de se ter de partida $m \cong S^2$, condição que suportaria a hipótese de a lei de Poisson clássica ser aplicável aos dados, na verdade, pela inspeção da tabela acima, percebe-se que o ajuste não foi tão bom, pois ocorrem várias discrepâncias entre frequências observadas e esperadas.

A rigor, deveria ser aplicado um teste de hipóteses (chi-quadrado) para decidir se o ajuste pode ser aceito ou rejeitado. Isto ficaria aos cuidados do leitor.

Vamos então ensaiar, nesta etapa subsequente, o ajuste do modelo

Aplicações de Modelos e Técnicas na Detecção de Variabilidade no Clima e Extremos
 de Poisson generalizado $PG(\lambda,c)$. Assim, utilizando [4.22] e [4.23],
 temos as seguintes estimativas para os parâmetros, a saber:

$$\lambda = m \cong 0,906 \quad c = 1 - (1/m) + (V/m^2) \cong 1,324$$

Mais uma vez omitindo alguns detalhes dos cálculos, segue-se :

$$\begin{aligned} p_0 &= 1 - (1 - e^{-\lambda c})/c && \approx 0,472 && M_0 = N p_0 && \approx 110,0 \\ p_1 &= \lambda e^{-\lambda c} && \approx 0,273 && M_1 = N p_1 && \approx 63,6 \\ p_2 &= p_1 (\lambda c/2) && \approx 0,164 && M_2 = N p_2 && \approx 38,2 \\ p_3 &= p_2 (\lambda c/3) && \approx 0,065 && M_3 = N p_3 && \approx 15,1 \\ p_4 &= p_3 (\lambda c/4) && \approx 0,020 && M_4 = N p_4 && \approx 14,7 \\ M_{\geq 5} &= N - (M_0 + M_1 + M_2 + M_3 + M_4) && \approx 1,4 \end{aligned}$$

Assim, constrói-se a seguinte tabela, permitindo comparar entre si as frequências observadas e as frequências esperadas, com respeito ao ajuste do Modelo de Poisson Generalizado, com parâmetros $\lambda = 0,906$ e $c=1,324$

Tabela 3 - Resultados do Ajuste da Lei de Poisson Generalizada $PG(\lambda,c)$, com $\lambda = 0,906$ e $c = 1,324$

X(i) = número de ocorrências	0	1	2	3	4	5	
N(i) ⁽¹⁾	111	62	38	16	5	1	$\Sigma = 233$
M(i) ⁽²⁾	110	63,6	38,2	15,1	4,7	1,4	

Fonte: Elaboração Própria da Autora.

Nota: ⁽¹⁾ N(i) = frequências observadas ⁽²⁾ M(i) = frequências esperadas.

Examinando esta tabela, conclui-se que a lei $PG(\lambda, c)$ ou lei de Poisson generalizada a dois parâmetros, λ e c , propiciou excelente ajuste. Demais, o teste do chi-quadrado não rejeitaria a hipótese nula.

4.6-Exemplos de Dados Meteorológicos, Climáticos, com Modelos Poissonianos e Outros Modelos Discretos

Para esse fim, remete-se a artigo já previamente citado, de Xavier e Xavier (1991).

Nesse artigo, comparecem várias situações, com exemplos numéricos correspondentes, cobrindo dados de origens e naturezas as mais variadas, extraídos da bibliografia especializada, a saber: Trovoadas ou Tempestades Elétricas (**33** casos), Cobertura de Nuvens (**3**), Granizo (**17**), Tempestades Ciclônicas, Furacões, Tufões (**69**), Tornados e Trombas (**4**), Diversos (**9**).

Em Castillo et al. (2005) por sua vez, são tratados vários exemplos envolvendo modelos univariados discretos, no **Capítulo 2, p. 21-42**.

Artigo comportando aplicações dos eventos de “contágio” em biologia e medicina (especialmente em ecologia, entomologia, meio ambiente e epidemiologia) deve-se a Xavier; Xavier e Gomes (2005).

No referido artigo, foram considerados os resultados do trabalho clássico de Evans (1953), que empregara a lei binomial-negativa, comparativamente aos ajustes mediante o modelo poissoniano generalizado, o qual mostrou muito bom desempenho.

As **leis binomiais negativas** aplicam-se, classicamente, a casos de “contágio”. Onde, sua utilidade para tratar problemas relacionados à distribuição espacial de espécies biológicas e questões variadas em ecologia e epidemiologia vegetal e animal. Assim, a distribuição de ovos, larvas de parasitas ou focos de insetos vetores, ou de ninhos de formigas numa área etc., em princípio, envolve questões que podem ser tratadas pela família de leis binomiais negativas.

Aplicações de Modelos e Técnicas na Detecção de Variabilidade no Clima e Extremos

Os resultados com o emprego da Lei Generalizada de Poisson, da qual se vem de tratar, abrem, obviamente, perspectivas para aplicação a fenômenos de contágio. De fato, há outras leis poissonianas que seria interessante considerar, no mesmo contexto, cabendo uma comparação entre si.

Note-se que os exemplos de Evans (1953), para distribuições de frequências em contagens de populações de insetos e larvas, envolvem muitos dos casos levantados por Stirret; Beall e Timonin (1937) e Beall (1940).

CAPÍTULO 5: ANÁLISE DE VARIÂNCIA: METODOLOGIAS APLICABILIDADE E EXEMPLO DIDÁTICO

Há várias técnicas estatístico-estocásticas capazes de complementar as análises feitas pelos dois grupos de técnicas de extremos tratadas no Capítulo 4, portanto, permitindo extrair novas informações que se destinem a apurar investigações sobre extremos climáticos.

Além disso, com respeito a pesquisas com resultados ainda incertos, essas outras técnicas de análise poderão corroborar ou rejeitar achados prévios, como também esclarecer alguns pontos obscuros. Outrossim, levantando aspectos despercebidos, porém capazes de redirecionamento e/ou melhoria na pesquisa.

Note-se que, na **Análise de Mudanças Climáticas** a partir de **Séries Históricas**, cabe, em geral, examinar como se comporta uma série temporal, sob vários aspectos, que, em geral, exigem o emprego de técnicas muito específicas. Nesta direção, especialmente, alguns desses procedimentos estatístico-estocásticos complementares são aqui mencionados para fins de mero conhecimento, sem serem acrescentados detalhes de ordem metodológica ou teórica.

Assim, a análise de uma série histórica pode considerar inúmeras facetas do mesmo problema e maneiras diversificadas de abordá-lo, de sorte a conduzir ao estudo:

1] de sua **Persistência e/ou Alternância**; 2] de **Tendências (linear, curvilínea)**; 3] sobre existência de **Ciclos ou Quase-Ciclos**; 4] sobre a ocorrência de **Rupturas**, o que envolve a aplicação da “regressão em fases”; 5] da ocorrência de **Recordes**; 6] sobre **Sazonalidades** etc.

Acrescente-se, por último, o emprego da 7] **Análise de Variância** que se associa a 8] **Técnicas de Regressão**. A conjunção de ambas poderá propiciar o desenvolvimento de análises muito frutuosas. Aliás, objetos preciosos deste capítulo.

Em capítulos seguintes, apresentam-se exemplos ou estudos de casos envolvendo a **Análise de Variância** e técnicas de **Regressão simples, linear ou curvilínea**, empregadas com certa frequência, em conjunto, com respeito a problemas sobre variações, flutuações e mudanças climáticas nas cidades e outros temas igualmente relevantes.

Para a **Regressão**, supõe-se ser um procedimento ou técnica usual, embora, vez por outra, mal empregada. Já a **Análise de Variância** é realmente, em geral, ignorada e também confundida com o mero cálculo e comparação de variâncias. Donde, também pouco utilizada, embora seja método de eleição na análise do tempo e do clima, tanto para levantar novas hipóteses como ainda para elaborar conclusões.

Por esse último motivo, faz-se uma revisão a respeito, mas sem entrar em detalhes nos aspectos matemáticos, mais especificamente os de estatística matemática, que iriam exigir do usuário um nível muito avançado de conhecimentos especializados. Porém, vamos insistir em o que é, e não é, a **Análise de Variância (ANOVA)**, bem como o que dela se espera. De fato, uma melhor compreensão dessa técnica, de certa maneira complexa, será alcançada pela profusão de exemplos a serem considerados nos estudos de casos apresentados na maior parte dos capítulos seguintes, cujo realce será nos resultados e em aspectos interpretativos.

5.1-Análise de Variância

Levamos em conta a importância dessa técnica, embora ainda pouco empregada pelos meteorologistas no Brasil, não obstante seja uma técnica clássica e de ampla utilização em toda a literatura científica.

Pode-se afirmar que data, pelo menos, desde inícios do século XX. Das primeiras publicações em livro, de conteúdos dessa técnica, remete-se a: Fisher (1925) e Fisher (1935).

Repete-se: é preciso apenas não confundir **Análise de Variância (ANOVA)** com o mero **cálculo e comparação de Variâncias**. Engano

não tanto incomum entre usuários da Estatística. O nome “análise de variância” é que talvez tenha gerado tal indevida confusão.

Note-se que, da mesma maneira como há testes específicos para comparar médias, há aqueles destinados a confrontar variâncias. O teste padrão para comparação de variâncias é o “teste F”, também devido a Fisher.

Quanto à Análise de Variância, destina-se a testar se médias para diferentes classes são iguais (“**hipótese nula**”) ou se podem ser consideradas distintas (“**hipótese alternativa**”). Trata-se de um teste para mais de duas médias, pois, com duas, identifica-se ao “teste t”.



Foto 3 - Fisher, Ronald A. 1890-1962

Fonte: University of Adelaide - Digital Library.

Nota: Estatístico e geneticista inglês, com importantes contribuições à estatística teórica e aplicada, à biometria e à genética. Desenvolveu a Análise de Variância, técnicas para pequenas amostras e o conceito “informação de Fisher” etc.

Porque tal designação, “Análise de Variância”? Resulta do seguinte fato: a inferência sobre médias, no caso, implica na comparação entre as chamadas “**variância interclasses**” e “**variância intraclasses**”. Isto é, o teste de comparação das médias de várias classes (definidas por um único “fator”) recai formalmente na comparação pelo “teste F” dessas duas variâncias, relacionadas com aquelas classes. Logo, não se destina, em si, à comparação de variâncias como muitos imaginam, erroneamente.

5.1.1-O “teste t” de *Student*

Para comparar as médias de duas amostras, utiliza-se usualmente o “teste t” de *Student*. Trata-se, pois, de decidir entre duas possibilidades a respeito dessas médias:

H_0 = **hipótese nula** = “as duas amostras são provenientes da mesma população ou de populações idênticas possuindo as mesmas médias” (sob o pressuposto de possuírem as mesmas variâncias teóricas);

H_a = **hipótese alternativa** = “as duas amostras provêm de populações com médias distintas”.

A execução deste “teste t” envolve a “distribuição t” (de *Student*). Enumeram-se a seguir situações de ordem meteorológico-climática que conduzam ao interesse de comparar as médias de duas amostras:

α) Consideremos concentrações de uma substância poluente na baixa atmosfera ou em sua camada limite, anotadas no decurso de um mesmo dia ou em dias consecutivos. Com respeito a dois locais distintos próximos de uma fonte poluidora, porém situadas “a jusante” e “a montante” dessa mesma fonte, em termos do fluxo de vento. Onde as concentrações seriam, em média, maiores ou menores?

β) Sejam dados de temperatura (umidade etc.) observados em duas áreas vizinhas, urbana e rural. Há diferenças entre as médias nas duas áreas? Denota-se um “efeito urbano”?

ρ) Agora, sejam dados de chuva em dois locais distintos, no contexto de um experimento de chuva provocada (ou “artificial”). O primeiro local corresponde ao próprio “alvo” da operação de nucleação das nuvens e o outro considerado como “área de controle”. Chove mais na área nucleada ou na de controle?

δ) Seria também o caso de verificar possíveis alterações de certo parâmetro climático numa mesma localidade. Porém, antes e após a construção de uma grande represa nas suas proximidades.

ε) Por fim, analogamente, ao considerar teores de metais pesados num curso d'água, antes e depois da implantação de um programa de controle de eflúvios industriais. Houve diminuição desses teores?

5.1.2-“Análise de variância” ou ANOVA

Uma extensão do problema anterior refere-se à comparação de várias médias, envolvendo a “Análise de Variância” ou ANOVA, que, na sua forma paramétrica clássica, constitui uma generalização do “teste t”.

Vamos nos limitar, aqui, à Análise de Variância a um fator, a este associando-se $k > 2$ classes ou grupos. Em muitos textos, o “fator” corresponde ao que se designa como tratamento, de sorte que as várias modalidades deste determinariam as classes.

A designação “tratamento” vem de aplicações usuais nas áreas agrônômica, farmacológica e médica. Em alguns textos, “tratamento” refere-se a “modalidades de tratamento”; donde, necessário avaliar em cada situação qual o real emprego dessa designação. De fato, na literatura científica, há conflitos de nomenclatura nesse domínio.

Quanto a uma análise com $L > 1$ fatores, trata-se de uma “Análise de Variância Multivariada” ou MANOVA. Em textos especializados sobre Planejamento de Experimentos (*Design of Experiments*), consideram-se muitos modelos correlatos, principalmente de situações correntes na área agrônômica e outras. Em geral, modelos com a finalidade de resolver problemas numa área específica acabam revelando-se de interesse para aplicações em outras áreas.

Note-se que, no âmbito de estudos e pesquisas em meteorologia/climatologia, as classes são muitas vezes ditadas em função das ocorrências de determinados eventos geofísicos sobre os quais o experimentador não exerce um controle direto. Exemplos:

- (i) no Pacífico equatorial, a ocorrência de eventos *El Niño*, *La Niña* ou de anos neutros;
- (ii) no Atlântico intertropical, a existência de um “Dipolo” da “Temperatura da Superfície do Mar” (TSM), de um “Dipolo Invertido” ou, ainda, “Anos neutros” (ou seja, nos quais não esteja claramente constituído um dipolo).

Como se percebe, nesses casos, é a própria natureza que influi para a formação das classes.

Em outras situações, as classes podem dizer respeito a intervalos consecutivos. Isto ocorre ao nos interessarmos na análise da evolução no comportamento de determinados parâmetros atmosféricos etc., na intenção de detectar mudanças e/ou variações ao longo do tempo, ou mesmo ao longo de um percurso espacial.

Em princípio, os intervalos devem cobrir extensões temporais (anos etc.) ou espaciais (em km) iguais ou aproximadamente iguais. Para obstruir algum viés ditado pelo próprio pesquisador, orientamos para utilizar duas ou mais subdivisões em classes consecutivas, cada uma possuindo tamanho fixo (em número de anos ou de intervalos espaciais) para suas classes. Assim, poderão ser testadas situações com intervalos de classes grandes, intermediárias ou pequenas.

É bem verdade que, em função da aplicação de diferentes medidas de proteção, saneamento etc., no âmbito de estudos ambientais, já nos aproximamos do contexto clássico do planejamento ou desenho experimental, quando se exerce, supostamente, algum controle na formação ou determinação das classes.

Conforme Haman (19--), conclui-se que no domínio das ciências da atmosfera, raramente tem-se a possibilidade de fazer experimentos repetitivos e controlados, como em outras especialidades.

Na maioria dos casos pode-se, apenas, passivamente observar o que a natureza quer nos mostrar. Uma exceção são experimentos de modificação artificial do tempo, ao se intentar o aumento da precipitação, a proteção contra geadas, etc. De fato, neste último contexto, os experimentos são em parte controlados, em parte não.

A distinção básica quanto aos dois procedimentos estatísticos aqui mencionados, portanto, é que, no **teste t**, comparam-se as médias de $k=2$ amostras ou classes. Ao passo que, na análise de variância (ANOVA, AV), trata-se de um número maior de classes, i.e, $k>2$. Situações em que estejam envolvidas $k>2$ classes poderão ser imaginadas a partir dos dois primeiros exemplos precedentes:

α) Comparação das médias com respeito a $k=3$ classes, ou seja, (1) em local “a jusante”, (2) outro local situado no entorno da própria “fonte poluidora” e, finalmente, (3) “a montante”, relativamente ao sentido do fluxo do vento;

β) Para comparar as médias de temperaturas, com respeito a $k=4$ locais distintos, ou seja, (1) no centro urbano, (2) em área intermédia, (3) na periferia e, finalmente, (4) numa área rural fora da cidade.

5.1.3-Complexidade da “análise de variância”

Na verdade, a Análise de Variância (ANOVA, AV) constitui um procedimento bem mais complexo, pois, além do núcleo básico para comparação das médias, também envolve procedimentos prévios (para verificar certos pressupostos) e *a posteriori* (para aclarar os resultados obtidos). Ou seja:

1. Execução de testes preliminares para verificar se são válidos os pressupostos exigidos para uma Análise de Variância;

2. Cálculo das médias e variâncias dos dados numéricos nas várias classes e construção de intervalos de confiança para as médias;
3. Cálculos para a construção da “Tabela da Análise de Variância”, culminando com a obtenção da “estatística F” e determinação da “probabilidade de erro p” do procedimento;
4. Obtenção de outras saídas tabulares, em particular, para os valores das médias e os respectivos extremos dos intervalos de confiança, bem como a respeito da representação gráfica desses intervalos;
5. Testes complementares para localização exata de diferenças entre as médias. Além de outras saídas gráficas correlatas à mesma questão, a par da exibição de *box-plots* etc.

A “probabilidade de erro p” referida acima é a probabilidade de ser falsa a hipótese alternativa, H_a , de “haver diferença entre as médias”. Onde, se p for suficientemente pequena, o razoável será rejeitar a hipótese nula H_0 , ou seja, aceitar a hipótese da existência de diferenças entre as médias, tomadas no seu conjunto.

5.1.4-Pressupostos da ANOVA

A seguir, são enumerados os principais pressupostos para se poder aplicar, em princípio, uma “análise de variância”:

- 1] Exigência de que a variável numérica envolvida na análise possua uma distribuição normal. Quando tal não ocorrer, há a possibilidade de se aplicar, previamente, uma transformação de variável para fins de “**simetrização**” e “**normalização**” dos dados, como uma “**transformação do tipo potência**”;
- 2] As variâncias devem ser iguais com respeito às várias classes, ou seja, vale a **homocedasticidade**; caso contrário teríamos a **heterocedasticidade**;

3] Exige-se condição de “aleatorização” com respeito às classes, formadas no contexto de um plano experimental. Isto, para evitar qualquer “viés” originado da formação dessas classes e escolha das “unidades experimentais”, que, assim, poderiam tornar inválidos os resultados.

De fato, a **Análise de Variância** é um **procedimento robusto**, ou seja, seus resultados ainda são considerados válidos, mesmo que as duas primeiras condições acima, previamente citadas, não estejam tão exatamente satisfeitas. Sob o pressuposto, decerto, de que o afastamento das condições de normalidade e homocedasticidade não seja brutal.

Porém, recomenda-se que testes estatísticos de normalidade e de homogeneidade das variâncias sejam previamente aplicados. Os principais testes são os seguintes:

a] Para a normalidade, o **teste de Kolmogorov-Smirnov** (o teste do chi-quadrado não se recomenda no caso de variáveis contínuas); b] Como testes de homogeneidade da variância (homocedasticidade) mencionamos os testes de Cochran, Bartlett e Levene, entre outros.

5.1.5-Testes de comparações múltiplas

Deve-se referir que, através de uma análise de variância, obtém-se, unicamente, informação sobre o comportamento global das médias com respeito às várias classes. Assim, quando da rejeição da “hipótese nula”, o teste apenas diz que os grupos não podem ser considerados “iguais” ou não provêm de uma mesma “população”. Porém, nada é adiantado e, principalmente, comprovado, sobre a exata localização das eventuais diferenças entre essas médias.

Para tal fim, podem ser empregados testes complementares de comparações múltiplas, como aquele mais simples, baseado no desvio mínimo ou LSD, ou ainda os testes de Tukey, de Scheffé, de Bonferroni e o de Newman-Keuls etc.

Contudo, uma informação prévia poderá ser obtida por via de um exame da tabela para as médias das classes e seus intervalos de confiança, como ainda, inspeção da representação gráfica desses intervalos.

5.1.6-Análise de variância não-paramétrica

Quando os pressupostos para a validade da ANOVA clássica sofrem violações, em especial se forem drásticas, poder-se-á aplicar uma Análise de Variância não-paramétrica, como o teste de Kruskal-Wallis. Num teste não-paramétrico, de fato, não são feitas hipóteses prévias sobre o comportamento da população de onde a amostra é extraída, ou seja, a respeito da variável aleatória em causa.

Da mesma maneira como a análise de variância clássica é uma generalização do teste *t* de *Student*, o teste de Kruskal-Wallis **para $k > 2$** amostras ou classes é extensão do teste de Mann-Whitney, este destinado à comparação de duas amostras.

Cabe, porém, acrescentar que o teste de Kruskal-Wallis não compara, a rigor, as médias, mas as medianas. Finalmente, mesmo supondo a não ocorrência de violação drástica dos pré-requisitos de normalidade e de homocedasticidade, vale a pena que, de forma sistemática, se faça acompanhar a ANOVA também desse teste não-paramétrico.

5.1.7-Bibliografia básica sobre ANOVA

O leitor que deseja conhecer melhor e dominar a Análise de Variância deve consultar obras clássicas ou modernas de estatística, tratando desse assunto.

Abordagens muito claras encontram-se em Guenther (1965, 1973) e Chatfield (1970, 1983). Em Sachs (1978), dispõe-se de apresentação suficientemente completa, tanto do método clássico de análise da variância e testes complementares como dos procedimentos não-paramétricos. Veja-se também Freund e Williams (2003); Kleinbaum et al. (1998) e Conover (1971, 1999).

Não é incomum encontrar exemplos de aplicações da ANOVA nas ciências sociais (economia, sociologia, psicologia), ou em outras áreas, como na medicina e nas engenharias. Remete-se, para este fim, à bibliografia complementar.

5.2-Um Exemplo Didático

Consideramos, a seguir, um exemplo simples para fixar as ideias e/ou propostas referidas ao longo de toda a “secção” precedente.

Assim, supõe-se dispor de 5 (cinco) meios de cultura para cultivar certo microorganismo presente em águas servidas ou poluídas. Interessa determinar, dentre esses meios de cultura, A, B, C, D, E, qual (ou quais) seria mais eficiente. Para cada meio, dispõe-se de 10 (dez) discos, nos quais o microorganismo vai desenvolver-se. No final, conta-se o número de “colônias” formadas em cada disco. Este exemplo refere-se à área de poluição ambiental, mais precisamente, na microbiologia ambiental, adaptado de um exemplo de Schwartz (1963). Veja-se a Tabela 4.

Neste exemplo, comparecem “saídas” do *Statgraphics/Plus* (SG-PLUS), mas poderiam também ser utilizados outros “pacotes estatísticos computacionais”: **SPSS**, **MINITAB**, **SPAD** (francês) etc., bem como a **Linguagem R**. É possível, ainda, usar recursos do **Excel**. Cabe apenas mencionar que, atualmente, o pacote SGPLUS não é mais atualizado.

Tabela 4 - Contagens de Colônias em 50 Placas (10 Placas para Cada “Meio de Cultura”)

Meio de Cultura	A	B	C	D	E	Total
# de colônias em cada placa						
	6	12	7	10	7	
	12	12	10	11	5	
	8	8	9	13	7	
	9	18	10	9	9	
	10	15	14	7	6	
	10	14	7	8	7	
	8	11	8	9	6	
	9	16	10	11	7	
	10	13	11	10	6	
	5	15	9	8	5	
Total	87	134	95	96	65	477
Média	8,7	13,4	9,5	9,6	6,5	9,54

Fonte: Adaptada pela Própria Autora a partir de um exemplo de Schwartz (196, p. 174).

5.2.1-Solução utilizando o "SGPLUS"

As “saídas” respectivas são dadas nas Tabelas 5, 6, 7 e 8. O programa também permite obter várias outras “saídas” tabulares e gráficas, inclusive comportando variantes, aqui omitidas.

Não se discute que significa “origem da variação” (entre classes, intraclasses e total), “somadas de quadrados”, g.d.l. (= “graus de liberdade”), “médias de quadrados” e, também, o significado exato da “estatística F”, na Tabela 5 a seguir. Para isso, consultar os textos especializados.

De fato, dá-se ênfase às interpretações. Por outro lado, os próprios gráficos e o valor da “probabilidade de erro” já nos fornecem as informações mais relevantes.

Tabela 5 - Tabela Principal da Análise de Variância

Origem da Variação	Somas de Quadrados	gdl (1)	Médias de Quadrados	F	p
Entre classes	248, 5200	4	62, 1300	14, 723	0,0000
Intra classes	189,9000	45	4,2200		
Total	438, 4200	49			

Fonte: Cálculos Realizados pela Própria Autora, a partir da **Tabela 4**, conforme Modelo de Tabela em Schwartz (1963, p. 182).

Nota 1: gdl = graus de liberdade (df = *degree of freedom*).

Nota 2: probabilidade de erro p ou nível de significância.

Vamos nos concentrar na interpretação do nível de significância em termos da probabilidade de erro p. Na Tabela 5 precedente, tem-se o valor de **p=0,0000** (probabilidade de erro praticamente nula, de fato, calculada como 9.177×10^{-8}), donde se pode concluir por uma diferença altamente significativa entre as médias das cinco classes (modalidades de tratamento=meios de cultura). Em outras palavras, tem-se uma probabilidade praticamente nula para a diferença detectada não ser real, ou seja, para que resultasse do puro acaso.

Em geral, confia-se no resultado de um teste no qual a probabilidade de erro seja inferior a 5%. O ideal é obter valores menores que 5%, como foi nosso caso. Durante muito tempo, os textos básicos de estatística fixavam-se no limite crítico $\alpha=5\%$, preestabelecido. Mas é claro que este limite pode ser fixado ao talante do pesquisador, ou seja, em termos do erro máximo que ele decide aceitar. Poderá haver situações em que se poderá, aliás, conviver com um erro com magnitude maior, por exemplo, 10%. Por outro lado, os atuais programas computacionais destinados a tratar problemas de estatística e de cálculo de probabilidades calculam, em geral, os valores exatos dos níveis de significância.

Cap 5 - Análise de Variância: Metodologias, Aplicabilidade e Exemplo Didático

É claro, se o programa fornece $p=0,0374$, vamos preferir $p<4\%$ em vez de $p=3,74\%$. Cabe lembrar bem disso: casas decimais em demasia podem confundir o leitor de uma tabela, de um gráfico ou texto.

Assim, em função do resultado expressado na Tabela 5, pode-se afirmar com uma certeza bastante grande que os meios de cultura A, B, C, D, E não se comportam da mesma maneira, havendo, portanto, diferença (ou diferenças) entre eles.

Contudo, o teste básico da análise de variância não diz onde ocorrem as diferenças, pois permite concluir apenas que existem. Assim, primeiras “pistas” são fornecidas em termos das médias para as cinco classes e dos respectivos intervalos de confiança, conforme a Tabela 6.

Tabela 6 - Médias e Intervalos de Confiança para as 5 Classes

Classe	# Itens	Média	Intervalos de Confiança 95% Para a Média ⁽²⁾	
			Limite Inferior	Limite Superior
1 = A	10	8,70	7,7748	9,6252
2 = B	10	13,40	12,4748	14,3252
3 = C	10	9,50	8,5748	10,4252
4 = D	10	9,60	8,6748	10,5252
5 = E	10	6,50	5,5748	7,4252
Total	50	9,54 (1)		

Fonte: Cálculos Realizados pela Própria Autora a partir da Tabela 4, conforme Manugistics- Statgraphics (2000, p. 9.38).

Nota 1: Esta é a média comum para o conjunto das 50 placas.

Nota 2: Método LSD.

Pela Tabela 6 acima, pode-se apreender que, para as cinco classes,

Aplicações de Modelos e Técnicas na Detecção de Variabilidade no Clima e Extremos

suas médias são distintas. Resta verificar se as diferenças, entre si, são significativas.

Observe-se que, para a classe 2 = B, ocorre o maior valor médio. Já para as classes 1 = A, 3 = C, 4 = D, ocorrem valores intermediários para as médias, aliás, próximas entre si. Por outro lado, a menor média acontece para a classe 5 = E.

A partir desses resultados numéricos, estaríamos propensos, desde agora, a afirmar que {B}, {A,C,D} e {E} constituiriam agrupamentos com distintos comportamentos, com respeito aos números de colônias nos tubos. A saber, com uma média mais elevada, com valores médios intermediários, e finalmente, com valor mais baixo para a média.

No que se segue, aplicamos “testes de homogeneidades para as variâncias”, que é um dos pressupostos no contexto de uma Análise de Variância, cujos resultados são fornecidos na Tabela 7.

Tabela 7 - Testes de Homogeneidade para as Variâncias

Cochran's C test :	0,381253	P = 0,132217
Barlett's Tes t:	B = 1,15954	P = 0.172676

Fonte: Testes Realizados pela Própria Autora, partindo da Tabela 4, para Estes Dois Testes Consultar Sachs (1978, p. 415-418).

Note-se, pelos resultados da tabela acima, que não é possível rejeitar a hipótese nula e, portanto, supor que as variâncias são diferentes em termos desses testes (Cochran e Bartlett), pois teríamos de conviver com probabilidades de erro das ordens de $p = 13\%$ e $p = 17\%$, respectivamente, portanto superiores a 5%, caso decidíssemos rejeitá-la. Em casos como esses em que não se torna possível rejeitar a hipótese nula, o ideal seria que as probabilidades de erro com respeito a sua rejeição fossem ainda maiores.

Cap 5 - Análise de Variância: Metodologias, Aplicabilidade e Exemplo Didático

No Gráfico 17, têm-se, a seguir, as representações gráficas para os intervalos de confiança das médias, em termos da Tabela 6.

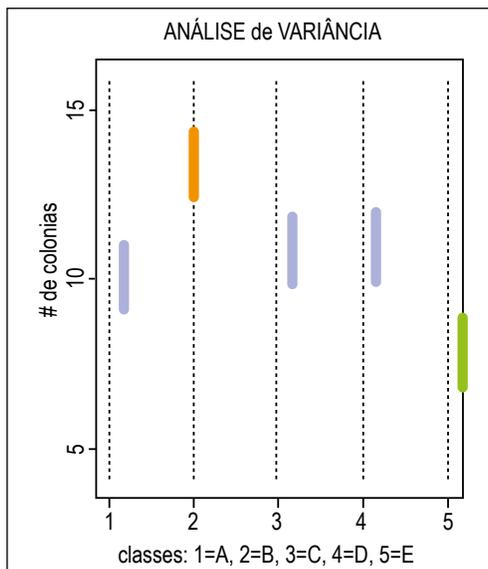


Gráfico 17 - Intervalos de Confiança para as Médias de 5 Classes

Fonte: Gráfico Confeccionado pela Própria Autora, para Esta Obra, conforme Manugistics-Statgraphics (2000, p. 9.39).

Pode-se perceber, pelo gráfico, que as três classes, A, C e D, se comportam de fato, praticamente, como uma única classe, com valores intermediários. Já a classe E, sozinha, é aquela que envolve valores mais baixos. Finalmente, a classe B exhibe os valores mais elevados.

Por outro lado, na Tabela 8 a seguir, tem-se a aplicação de um “Teste de Comparações Múltiplas”, que apenas corrobora os resultados anteriores.

Tabela 8 - Testes de Comparações Múltiplas (Multiple Range Analysis)

Método : 95,0 % LSD

Coluna/ Classe	#	Média	Posição dos Grupos	
5 = E	10	6,5		
1 = A	10	8,7		X
3 = C	10	9,5	X	X
4 = D	10	9,6		X
2 = B	10	13,4		X

Fonte: Tabela Confeccionada pela Própria Autora; conforme Modelo das Tabelas 6 e 7, em Xavier et al. (2003b).

Pode-se perceber que na Tabela 8, mais uma vez, as três classes **A**, **C** e **D** se comportam de fato, praticamente, como uma única classe com valores intermediários. Já a classe **E**, sozinha, é aquela que envolve valores mais baixos. Finalmente, a classe **B** exibe os valores mais elevados. Tudo isso já havia sido constatado anteriormente, contudo, tornando-se melhor evidenciado mediante o emprego de um teste de comparações múltiplas.

Deveríamos também haver aplicado um teste de normalidade, como o de Kolmogorov-Smirnov, aqui omitido. Cabe mencionar que a variável em causa $X = \text{“número de colônias na placa”}$ é discreta (resultante de um processo de contagem e não de medida contínua) donde, a rigor, não pode possuir distribuição normal. Neste caso, a aplicação do teste apenas decide se a distribuição normal seria aceitável ou não, como aproximação à variável discreta em causa.

Em resumo, **B** seria a melhor escolha, por comportar um “meio de cultura” proporcionando condições bem mais propícias para desenvolver (ou “cultivar”) os microorganismos em causa. Em outras palavras, o meio de cultura de eleição deve ser este. Na falta deste, caberia substituir por qualquer um dos meios **A**, **C** ou **D**.

Cap 5 - Análise de Variância: Metodologias, Aplicabilidade e Exemplo Didático

Decerto que seria válido examinar a existência de dados anômalos nos dados, mediante um gráfico de dispersão dos pontos individuais relativamente às diversas classes. Isto fica como uma proposta para nossos leitores ou estudantes.

Outra modalidade de saída gráfica, útil nestes casos, é através de *box-plots*, conforme se vê abaixo :

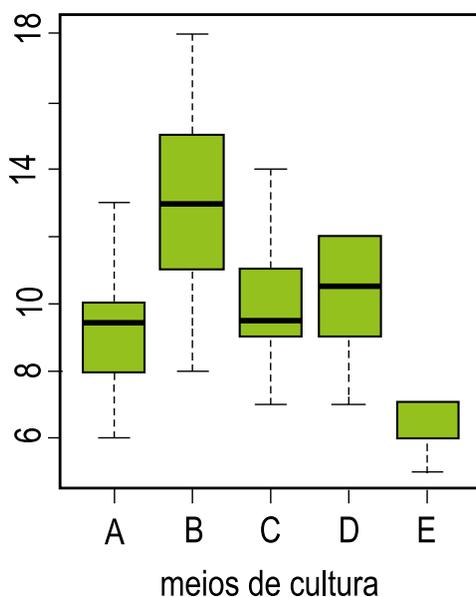


Gráfico 18 - *Box-Plots* para os Meios de Cultura “A”, “B”, “C”, “D”, “E”

Fonte: Gráfico Confeccionado pela Própria Autora, para Esta Obra, conforme Manugistics-Statgraphics (2000, p. 9.41).

Acredita-se que este exemplo seja bastante esclarecedor a respeito do método da “Análise de Variância” e das potencialidades do seu emprego em questões desta natureza.

5.3-Aplicações a Estudos de Casos para o Tempo e o Clima

No que se segue, neste livro, apresentam-se exemplos de aplicação da Análise de Variância e suas técnicas complementares, em conjunção com outras técnicas, como a Regressão, em estudos que se ligam a variações, flutuações e mudanças do tempo e do clima.

A partir de (i) Clima Urbano, no próximo Capítulo 6, ou seja, no contexto do aquecimento e mudanças globais, regionais e locais. A seguir, dá-se continuidade a estudos de casos em outros contextos, como: (ii) Aquecimento do Mar e Vulnerabilidade de Áreas Costeiras no Brasil, no Capítulo 7; (iii) Eventos Geofísicos e Chuvas nas Bacias Hidrográficas cearenses, no Capítulo 8; (iv) A ODP-Oscilação Decadal do Pacífico, o Atlântico e as Chuvas no Nordeste brasileiro, no Capítulo 9.

CAPÍTULO 6: APLICAÇÕES I: AQUECIMENTO GLOBAL E CLIMA URBANO

Neste **Capítulo 6**, aplica-se a Análise de Variância conjuntamente a técnicas de regressão e outros recursos, no contexto de estudos de casos sobre variações, flutuações e mudanças climáticas nas cidades.

Aqui, devemos considerar precipuamente eventos dessa natureza no Nordeste setentrional, em especial no Estado do Ceará, bem como na Região Metropolitana de São Paulo.

Em capítulos seguintes, conforme já anunciado, dá-se continuidade, sob o mesmo enfoque metodológico, a outros estudos de casos. Todas essas questões, por sua vez, exigindo a análise do impacto de teleconexões e eventos geofísicos diversos.

Como alguns dos problemas a serem abordados relacionam-se com o aquecimento global, como é o caso de estudos sobre ilhas de calor urbano, iniciamos por uma breve revisão sobre aquecimento global e efeito estufa.

6.1-Cenário do Aquecimento

Há cerca de um século, ou mais, vem ocorrendo aumento gradativo das temperaturas terrestres, em especial na atmosfera e oceanos, mais nitidamente a partir do início do século XX, porém de forma exacerbada no decorrer das últimas décadas.

Tal aumento é detectável quanto às temperaturas do ar nos dois hemisférios, porém, com predominância óbvia do hemisfério norte, como ainda em função de aumento progressivo das temperaturas das águas oceânicas. Há evidências, igualmente, sobre o aumento de temperaturas nos continentes, no seu solo e subsolo.

Conforme relatos do *Intergovernmental Panel on Climatic Change* (IPCC) e outros documentos oficiais ou oficiosos, esse aumento de

temperaturas pode-se atribuir principalmente ao “efeito estufa”.

Tal efeito dever-se-ia ao acúmulo de gases poluentes na atmosfera, como o **ozônio** (O₃), o **dióxido de carbono** (CO₂-gás carbônico), este, ao tornar-se excessivo, bem como o **monóxido de carbono** (CO), o **metano** (CH₄) e o **óxido nitroso** (N₂O), entre outros. De fato esses gases, cujos teores na atmosfera tendem a crescer, deverão constituir de maneira gradual uma camada “impermeável” à radiação, que, de ordinário, seria devolvida ao espaço exterior na forma de radiação infravermelha. Daí, resulta o “aprisionamento” de calor e, por conseguinte, aludido aumento das temperaturas no nosso planeta.

À parte dos gases responsáveis pelo efeito estufa, deve-se ainda levar em conta o acúmulo de poeira e aerossóis na atmosfera. Quanto à poeira, cabe considerar aquela mobilizada pelo vento e que se origina de regiões desérticas e áreas degradadas, principalmente na Ásia e África. Tempestades de poeira (*dust storms*) costumam afetar centros urbanos populosos, como ocorre na China. Em menor escala, o mesmo problema detecta-se nas diversas outras áreas continentais.

De fato, nuvens de poeira vindas da África podem carrear poluentes diversos, partículas minerais e orgânicas, inclusive microorganismos patógenos. Assim supõe-se: **(a)** capacidade de causar problemas de saúde às pessoas, principalmente os de natureza respiratória e/ou alérgica (doenças bronco-pulmonares, oftálmicas, surtos asmáticos etc.); **(b)** há evidências do seu papel na morte de corais na Flórida; **(c)** contribuição para exacerbar o “efeito estufa”; **(d)** finalmente, ainda exerceria possível interferência na intensificação e/ou atenuação da frequência de furacões no Atlântico Norte.



Foto 4 - Tempestade de Poeira (*Dust Storm*) Provinda da África e Atravessando o Atlântico na Direção do Caribe e de Outras Áreas nas Américas

Fonte: NASA *Goddard Space Flight – NASA - “Top Story” Febr. 10, 2004 - Scientific Visualization Studio.*

Nota: Tempestade de poeira (*dust storm*) provinda da África e atravessando o Atlântico na direção do Caribe e de outras áreas nas Américas.

Também atinge a América do Sul e o Brasil, embora de usual fique contida no hemisfério norte pela ação da **Zona de Convergência Intertropical (ZCIT)**. Contudo, a poeira africana (*dust*) provinda do Sahara pode ocasionar efeitos benéficos. Seria o caso da poeira depositada na bacia amazônica, cerca de 40 milhões de toneladas anuais, que se supõe ser a principal fonte de minerais fertilizando seu solo. Onde, no caso, estabelecer-se uma relação de dependência entre a fertilidade da “**floresta úmida**” (*rain forest*) e a poeira do Sahara. Ver: Koren et al. (2006) e Washington e Todd (2005).



Foto 5 - Colônias de Fungos e Bactérias Desenvolvidas em uma “Placa de Petri”, Após Semeadura a partir de Poeira da África Coletada em Saint Thomas – Virgin Islands - EUA

Fonte: Raioff (2001).

Nota: Colônias de fungos e bactérias desenvolvidas em uma “placa de Petri”, após” semeadura a partir de poeira da África coletada em Saint Thomas – *Virgin Islands* – EUA.

Além da poeira originada da África, em especial do Sahara e outras terras degradadas daquele continente, como o Sahel, outra fonte muito importante de poeira são regiões desérticas ao noroeste da China, principalmente o deserto de Gobi (China e sul da Mongólia) e de Tablamakan (em região autônoma da China). Na Foto 5 tem-se a imagem de uma tempestade de poeira cobrindo extensa área no nordeste da China e penetrando no Pacífico.

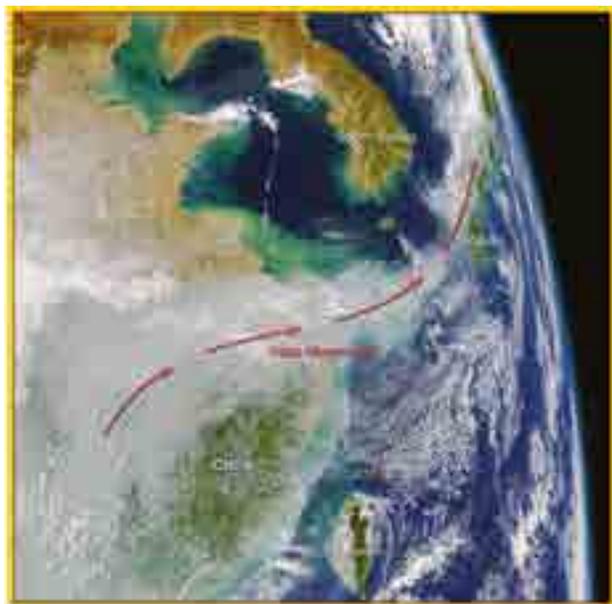


Foto 6 - Poluição Provida da China Transportada para o Oceano Pacífico

Fonte: *Pollution over China Blows out to the Sea, October 2004.* NASA - *Earth Observatory & SeaWiFS Project - Goddard Space Flight.*

Dos eventos mais expressivos de tempestades de areia vindas do noroeste da China, cabe mencionar os dois *dust storms* de 15 e 19 de abril/1998, originados da área do Gobi. O primeiro evento dissipou-se cedo, mas foi logo seguido pelo segundo. Quanto ao segundo evento, de 19 de abril, foi persistente e chegou a cobrir Beijing (Pequim) e após ultrapassar a costa leste da China penetra no oceano e, por fim, vai alcançar a costa oeste dos Estados Unidos.

Em Husar et al. (2001), dispõe-se de imagem (aqui omitida), na qual são exibidos estágios consecutivos da marcha do mencionado segundo evento. Em 19/abril, ainda cobre uma grande extensão do território chinês e sua costa nordeste. Já em 21/abril, a “mancha” de poeira passou do Japão. Por fim, em 25/abril, alcança a costa oeste dos Estados Unidos.

A sucessão de tais ocorrências é descrita em detalhes em Husar et al. (2001), De fato, quando alcança o Pacífico, a nuvem de poeira é transportada pelos *westerly winds*, típicos das latitudes médias do hemisfério norte (30 a 60 graus norte) na primavera. No continente norte-americano ocorrem altas concentrações de poeira, na costa oeste: Columbia Britânica (Canadá), Washington, Oregon, Califórnia, como em estados vizinhos, Idaho e Nevada (EUA).

Tais eventos de abril/1998 ainda foram tratados por Gueymard et al. (2000) no que se refere a impactos sobre recursos de energia solar nos Estados Unidos.

No que concerne a características gerais de tempestades severas de poeira na China, levando em conta vários aspectos, como fatores naturais e antrópicos que contribuem para sua formação e também os prejuízos causados, consulte-se Longjun (2000).

Cabe ainda mencionar existir na literatura menção a evento ainda mais extraordinário, qual o de uma nuvem de poeira originada de áreas desérticas da China que atravessa todo o Pacífico e também o continente norte-americano e que continua por todo o Atlântico norte, cuja pluma alcança os Alpes franceses durante a primeira semana de março/1990, ali depositando uma poeira avermelhada. Ver, a este respeito, Grousset et al. (2003).

Cabe mencionar que esses autores referem não ser infrequente o depósito de poeira de outras origens sobre as superfícies nevadas das montanhas dos Alpes e dos Pirineus, mas que, em geral, são de origem norte-africana.

A queima de combustíveis fósseis e queimadas também contribuem para aumento da concentração de aerossóis na atmosfera, pela condensação de compostos orgânicos voláteis originados no processo de combustão.

Tais aerossóis, em geral, resfriariam a atmosfera, pois tenderiam

a refletir mais energia solar de retorno ao espaço, do que absorver. Contudo alguns aerossóis de queimadas podem conduzir ao aquecimento pelo seu aspecto escuro que favorece a absorção.

6.1.1-Papéis dos dois Hemisférios

O “aquecimento” devido ao “efeito estufa”, originário do somatório das “ilhas de calor”, é sentido de maneira nítida sobre o hemisfério norte.

Com efeito, esse hemisfério é bem mais continental que o hemisfério sul. Além disso, há uma maior densidade de centros urbanos, bem como maiores concentrações de indústrias, o que deve concorrer para uma grande produção de calor, além de uma massa significativa de gases poluentes.

Veja-se, para este fim, a Figura 3, com as anomalias para as temperaturas de superfície nos dois hemisférios terrestres para o ano de 2006 (NASA).

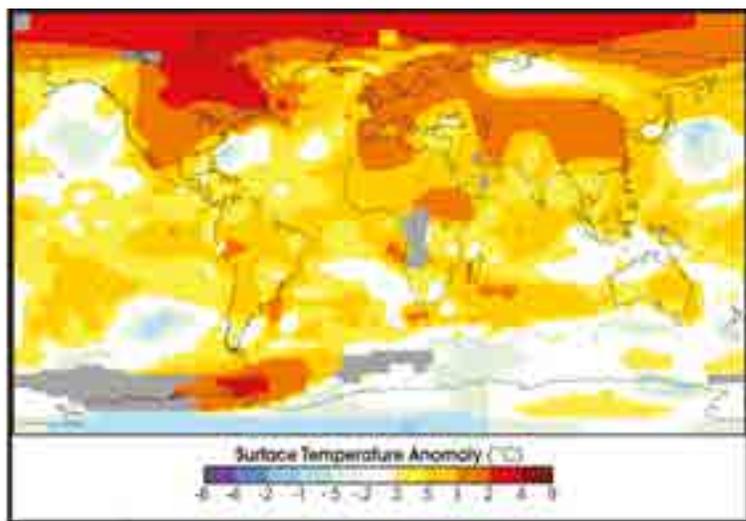


Figura 3 - Anomalias das Temperaturas em 2006

Fonte: NASA / Earth Observatory.

Nota: A imagem mostra que o aquecimento é bem maior no Hemisfério Norte.

Cap 6 - Aplicações I. Aquecimento Global e Clima Urbano

Note-se por essa imagem que, na maior parte do hemisfério norte, em 2006, as anomalias (diferenças acima da média) vão de 1 grau até 4 graus centígrados, aproximadamente. No hemisfério sul, em geral, de 0,2 a 1 grau. Logo, ao sul, detectavam-se anomalias quatro a cinco vezes menores, em termos aproximados, comparando-se àquelas observadas ao norte do equador.

Na Figura 4, são indicadas as anomalias de temperaturas continentais, numa representação de ordem “pontual”, no mês de julho de 2011/NOAA. Os tamanhos dos círculos, ali, constituem medida das anomalias verificadas. Mais uma vez, as maiores anomalias estão no hemisfério norte.

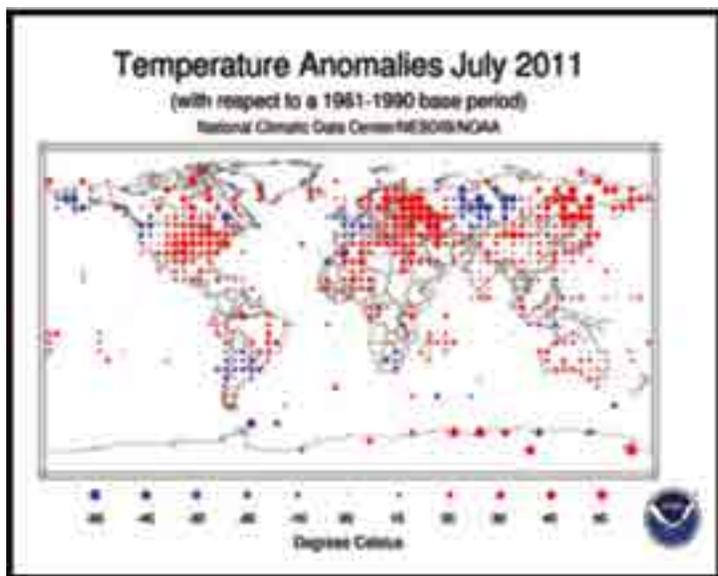


Figura 4 - Anomalias da temperatura do ar sobre o terreno em 07/2011, relativamente ao período 1961-1990, tomado como base: *“Large portions of each inhabited continent, particularly in the N-Hemisphere, were substantially warmer than average during July 2011”*. As áreas com as maiores anomalias positivas incluem o norte da Europa, a Rússia ocidental e oriental, além de grande parte da América do norte. *“The worldwide land surface temperature was 0.84°C (1.51°F) above the 20th century average—the fifth warmest July on record”*

Fonte: National Climatic Data Center (NCDA)/NESDIS/NOAA, July 2011.

Na prancha seguinte, Figura 5, tem-se análoga figura, agora para abril de 2011, que corresponde a **meados da estação chuvosa no nordeste setentrional do Brasil**, em especial **no Ceará**.

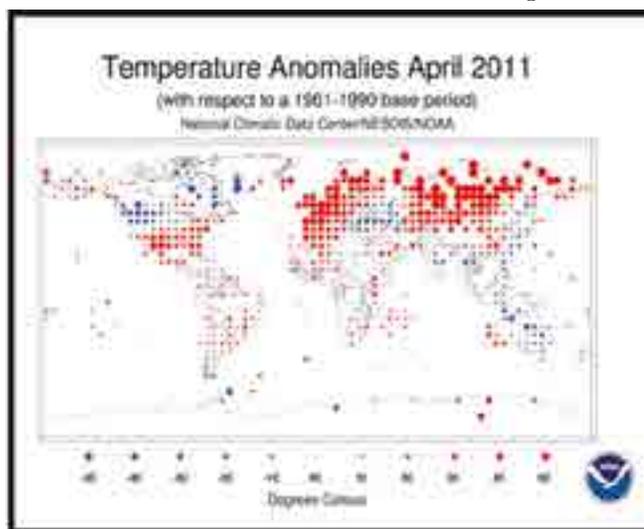


Figura 5 - Anomalias da temperatura do ar sobre o terreno em abril de 2011, relativamente ao período 1961-1990, tomado como base. Este período corresponde à plena estação chuvosa no NE-setentrional do Brasil e no Ceará

Fonte: NCEP/NCAR/NOAA, *April 2011*.

Note-se por esta Figura 5 que, na América do Norte mais setentrional, em julho de 2011, ocorrem anomalias negativas das temperaturas, porém seria de esperar, pois, nesse mês, no hemisfério norte, tem-se seu inverno boreal. Não obstante, na península do Alaska e nas Aleutas (EUA e Rússia), denotam-se anomalias positivas. Além disto, em praticamente todo o norte europeu e eurásiano, são prevalentes anomalias positivas importantes.

Ainda em abril/2011, observa-se que, no hemisfério sul, grande faixa encontra-se “em branco”, mais ou menos ao longo da Amazônia e do Nordeste brasileiro, indicando a ausência de anomalias positivas ou negativas, exceto em pontos isolados. Isso faz sentido, pois, nesse

período, a região encontra-se no seu “verão austral” ou “meridional”, que corresponde à estação chuvosa (embora chamada de “inverno” no Ceará, por exemplo).

Dos pontos isolados, denotam-se dois no litoral leste nordestino, de esperar, pois as chuvas aí são em geral mais intensas, pela ação das “ondas de leste”. Nas duas últimas figuras, observa-se também haver menos “pontos” sobre o território brasileiro, pelo menor número de estações climáticas instaladas, a par de alguns vazios demográficos.

De qualquer maneira, não se podem tirar conclusões apressadas pelo exame do mapa global de temperaturas num único mês, tendo em vista o comportamento climático distinto dos dois hemisférios. Mas, em suma, em conta da análise cuidadosa empreendida, todas as pranchas mostradas continuam corroborando o maior aquecimento do hemisfério norte, comparativamente ao do hemisfério sul.

Por outro lado, acrescenta-se, a contribuição à poluição atmosférica é muito mais importante nos países industriais daquele hemisfério, em vista dos altos níveis originados das fábricas e outras plantas industriais e, também, a partir da circulação automotora etc. Em última análise, processos que se ligam à queima de combustíveis fósseis, como o carvão, o gás natural e o petróleo.

Não obstante, cabe lembrar que as pessoas habitando ao sul da linha equatorial são igualmente responsáveis pelo que venha a ocorrer no futuro, em termos de mudanças climáticas indesejáveis e limitantes à vida e/ou à sobrevivência humana, pois os mesmos mecanismos “predatórios” são também por elas exercidos, embora em menor escala, à parte de parâmetros já expressivos no tocante a uma agressão à cobertura vegetal (bosques e florestas), inclusive para fins agrícolas e pastoreio. Vejam-se as agressões à floresta amazônica, aos Cerrados, ao Pantanal, ao Semiárido, através de queimadas, derrubadas, assentamentos populacionais etc.

6.1.2-Papel da neve “suja”

A poluição da neve no hemisfério norte seria um fator a mais no aquecimento. A neve suja (*dirty snow*), escura, absorve calor, enquanto a neve não-poluída, branca, reflete a radiação solar. (FLANNER et al., 2007).

A neve suja resulta da poluição pelo depósito de partículas de carbono (*black carbon*) vindas da queima de combustíveis fósseis, florestas etc. No hemisfério norte, intervêm fontes mais próximas, como Europa e a América do Norte, ou remotas, como o sul asiático.

Na prancha seguinte, têm-se estimativas dessa contribuição para os aumentos de temperaturas. Mais uma vez, denota-se ser no hemisfério norte onde o fenômeno está amplificado.

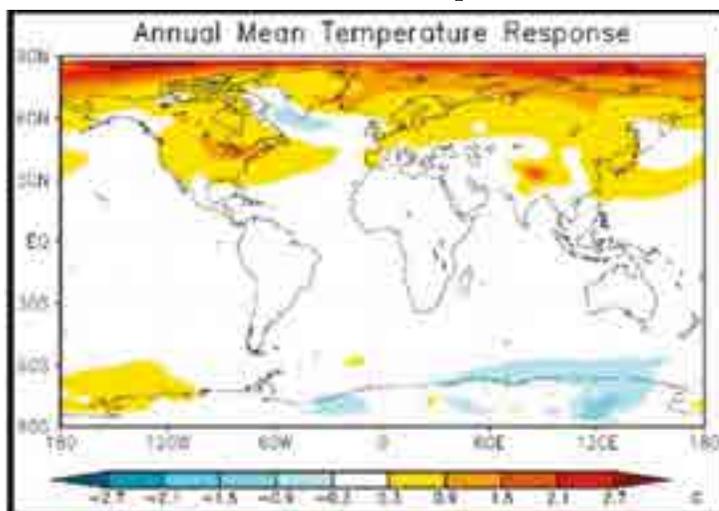


Figura 6 - Aumento Médio de Temperatura do Ar em Graus Celsius (°C) pelo Efeito da “Neve Suja” (*Dirty Snow*)

Fonte: Zender (2007b).

Nota: Aumento médio de temperatura do ar em graus Celsius (°C) pelo efeito da “neve suja” (*dirty snow*).

6.1.3 Queimadas

Na **Figura 7** seguinte, que cobre especialmente a África e América do Sul, observa-se a distribuição dos teores de CO–Monóxido de Carbono na atmosfera originados de queimadas. De fato, os maiores teores desse gás observam-se no hemisfério sul, provindos de eventos na Amazônia, principalmente, e também no sul da África. A imagem data de **30/setembro/2005**, obtida pelo *Atmospheric Infrared Sounder (AIRS)* – sonda atmosférica no infravermelho instrumento montado no satélite Aqua / NASA.

Veja-se ainda a **Figura 8** de mesma origem (AIRS / Aqua / NASA), onde, agora, é exibida a distribuição global dos teores de CO.

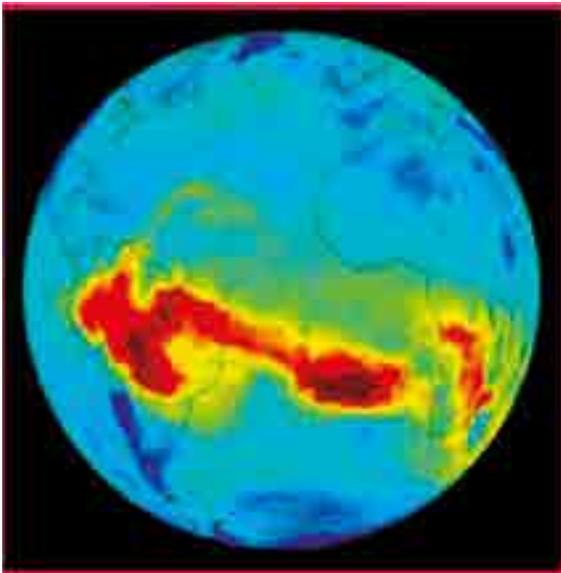


Figura 7 - Distribuição de CO = Monóxido de Carbono – América do Sul e África

Fonte: Imagem *Atmospheric Infrared Sounder (AIRS)* / Satélite AQUA/NASA: *Mission News* NASA 25/07/2007.

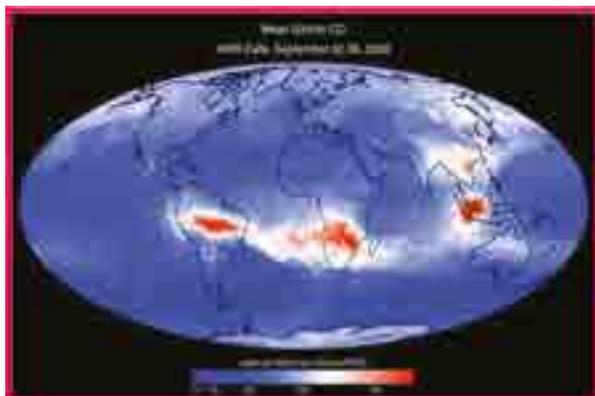


Figura 8 - Distribuição Global de CO = Monóxido de Carbono 500mb, 2002

Fonte: Imagem *Atmospheric Infrared Sounder (AIRS)/ Satélite AQUA/NASA AIRS Photojournal - PIA10241 - 22-29 September 2002.*

Nessa última, com a distribuição global de CO (**monóxido de carbono**), percebe-se que, além da América do Sul, em especial a Amazônia, e da África do Sul, outras áreas implicadas seriam a Indonésia e menos, aparentemente, o Sudeste asiático.

Essas imagens são apresentadas para evidenciar, mais uma vez, que, embora se deva atribuir ao hemisfério norte o papel de principal responsável pelo aquecimento global, os habitantes do hemisfério sul também obrigam-se a assumir sua parcela de responsabilidades.

Infelizmente, não houve tempo de atualizar essas imagens, mas se acredita que a situação não deva ter sido revertida de 2006 até hoje; muito pelo contrário. Outras imagens que seriam instrutivas de juntar referem-se ao mosaico de áreas degradadas pelas queimadas, para fins de criação de gado, pastagens e agricultura. Mas o leitor não terá dificuldade para empreender, sozinho, essa pesquisa.

6.2-Ilha de Calor nas Áreas Urbanas

Outro mecanismo que se soma ao primeiro (gases e aerossóis na

atmosfera) refere-se à ilha de calor em áreas urbanas. Ora, é a “junção” de tais “ilhas” de temperaturas mais elevadas que, no meio rural, contribuiria para um aumento progressivo das temperaturas na superfície da Terra.

Esse mecanismo não está bem explicitado na literatura especializada, decerto, pela circunstância de se referir a uma origem local. Mas, sem dúvida, omissão imperdoável, embora exista abundante literatura sobre alterações das características do clima, dentro das cidades e mesmo em áreas com certo adensamento de construções, como em centros comerciais fora de áreas urbanas propriamente ditas.

Por outro lado, como nas cidades são produzidos tanto gases como aerossóis poluentes, em última análise, os habitantes dos centros urbanos acabam partícipes, para não dizer grandes responsáveis pelo aquecimento global.

Retornemos à referência sobre o papel predominante do hemisfério norte para o aquecimento global, bem como sobre a “junção” das ilhas de calor geradas no interior das cidades. Ora, não é só a maior “continentalidade” desse hemisfério que contribui para ali ocorrer um aquecimento maior, onde, decerto, o somatório das “ilhas de calor” torna-se um fator de expressiva importância.

Note-se que a constatação de maior adensamento de áreas urbanas ao norte pode-se ainda perceber pela simples inspeção de imagens de satélite, mostrando a distribuição de pontos brilhantes que correspondem à iluminação artificial, noturna, das cidades.

Para imagens hemisféricas ou globais, trata-se evidentemente de uma colagem de imagens parciais de todo o planeta, tiradas no mesmo horário noturno local, porém ocorridas em instantes distintos, efetivamente. Não são apresentadas essas imagens, pois, embora tais pontos brilhantes sejam bem visíveis na tela do computador, a percepção dos pontos torna-se péssima quando impressas.

Contudo, levanta-se aqui uma questão. Ou seja, se a intensificação da “ilha de calor” urbana explica-se apenas pelos mencionados efeitos locais ou, além disso, cabe acrescentar-lhe uma parcela de calor que se origine de aquecimento regional, hemisférico ou global.

De partida, cabe dar crédito ao problema que se acabou de colocar. Em todo caso, é muito difícil separar os dois efeitos, para não dizer que, talvez, seja impossível fazê-lo. De qualquer forma, trata-se de uma “quantificação” muito complicada de estabelecer.

Algumas figuras interessantes são também omitidas. Dizem respeito a comparações de imagens de uma mesma cidade tiradas em épocas distintas, quando se torna nítido seu crescimento através da expansão da área iluminada, em especial para grandes metrópoles.

No Brasil, sem contar São Paulo e Rio de Janeiro, algumas capitais tiveram expansão muito rápida nos últimos anos, como **Fortaleza - Ceará**. Infelizmente o crescimento ocorre, em geral, por via da queda brutal da qualidade de vida das pessoas e uma precariedade de facilidades para habitação e infraestrutura social. Isto acontece mesmo em grandes metrópoles, como São Paulo, Cidade do México e outras.

A tal ponto que alguns passem a chamar tal expansão não de “crescimento”, mas “inchação”. Como se o fenômeno se tratasse do inchaço ocasionado por tumor maligno, que, no caso, crescesse desordenadamente no próprio corpo de “gaia”...

Apresentaremos, no que segue, resultados de algumas pesquisas, desenvolvidas a partir de 1996, com a colaboração de Xavier e Silva-Dias (2007), e, mais recentemente, com a colaboração de Pereira Filho; Santos e Xavier (2007), em especial sobre mudanças da temperatura, umidade e outras variáveis, na cidade de São Paulo e sua Região Metropolitana.

Bem como, com a colaboração principal de **Xavier, A.F.S.**, no caso dos ventos numa cidade litorânea, como é Fortaleza-Ceará. In-

cluindo alterações na penetração dos ventos e outros parâmetros climáticos.

6.3-Alterações e Mudanças Climáticas na Região Metropolitana de São Paulo (RMSP)

Serão relatados alguns resultados, preferencialmente no que se refere à variabilidade de dados numéricos envolvidos no processo de evolução da “ilha de calor” e da “ilha de baixa umidade”. Todos os exemplos para esta secção foram tirados da obra: Xavier e Pereira (2007).

Outrossim, os mesmos resultados foram também apresentados no **Simpósio Internacional de Climatologia (SIC)**, em artigos separados: Xavier; Pereira e Xavier (1997) e Xavier e Pereira (1997a, 1997b).



Figura 9 – Capa do Livro

Fonte: Pereira Filho; Santos e Xavier (2007).



Figura 10 - Título

Fonte: Pereira Filho; Santos e Xavier (2007).

6.3.1-Localização da EM/IAG/USP: característica dos dados climáticos

A Estação Meteorológica do Instituto Astronômico, Geofísico e de Ciências Atmosféricas (IAG)/Universidade de São Paulo (USP), no Parque das Fontes do Ipiranga (PEFI), possui como coordenadas geográficas **23 graus e 39 minutos de latitude sul, 46 graus e 38 minutos de longitude oeste, 799,2m de altitude.** O Parque comporta uma reserva florestal; ali ainda se localizam os Jardins Botânico e Zoológico da cidade, um *campus* do IAG/USP (onde está a estação) e a Secretaria de Agricultura do Estado de São Paulo. Por volta de 1933 e durante os anos subsequentes, o parque podia ser considerado como “extramuros” à cidade, isto é, com uma situação periférica com respeito à área urbana. Porém, pouco a pouco englobado pela “urbe” e mudado num enclave verde rodeado por áreas vizinhas densamente construídas. Veja-se a figura seguinte:



Figura 11 - Localização Geográfica da EM / IAG / USP

Fonte: Xavier; Xavier e Silva-Dias (1994).

As transformações ocorridas com relação ao parque e seu entorno, com o decorrer dos anos, fazem pensar que seus dados climáticos sejam suscetíveis de acusar ao longo do tempo aquelas alterações devidas à influência do meio urbano.

Os dados em causa, diários, mensais, trimestrais etc., referem-se ao período **1º janeiro 1936 a 31 dezembro 2005**. Esta estação, em termos climáticos, é a mais antiga do Brasil, com 75 anos de observações [**chuva, temperatura, pressão atmosférica, umidade relativa, vento, nebulosidade, radiação solar etc.**]. Independente da proverbial qualidade desses dados, contudo, foram todos submetidos a um controle suplementar. Houve quantidade muito reduzida de erros nas planilhas, não só detectados, mas corrigidos. Poucos dados ficaram ausentes, quando impossível de efetuar uma correção ou estimativa.

São relatados alguns resultados, preferencialmente no que se refere à variabilidade de dados numéricos envolvidos no processo de controle e evolução da Ilha de Calor e, complementarmente, da Ilha de Baixa Umidade. Irão bastar para esta finalidade apenas alguns poucos gráficos e os respectivos comentários. Os leitores interessados encontrarão sobre estes assuntos uma exposição bem mais completa em Pereira Filho; Santos e Xavier (2007) e artigos também já citados.

6.3.2-Mudanças no regime térmico de superfície

Com respeito a flutuações e mudanças climáticas relativamente a temperaturas de superfície, foram escolhidos quatro gráficos.

Nos dois primeiros Gráficos **19 e 20**, mostra-se a evolução das temperaturas de superfície para os **dados mensais de janeiro e fevereiro**, ao longo de 1936-2005, portanto, para um total de **70 (setenta) anos de observações**.

Para janeiro, as observações no período 1936-2005 foram separadas em **4 (quatro) classes** consecutivas de 18, 17, 18 e 17 anos. No-

te-se que as quatro classes, portanto, correspondem aos intervalos: de 1936 a 1953 (**18 anos**); de 1954 a 1970 (**17 anos**); de 1971 a 1988 (**18 anos**); e, finalmente, de 1989 a 2005 (**17 anos**). E assim, em cada classe, estarão todos os dados de janeiro para os respectivos anos. Denota-se, então, um aumento progressivo das temperaturas de superfície ao longo dessas quatro classes, detectado pela ANOVA (Análise de Variância), com uma probabilidade de erro $p = 0,0000$.

Por qual motivo escolher classes de comprimentos distintos? Porque 70 dividido por 4 não dá, evidentemente, um inteiro. É possível para 1937-2004, com 68 anos, que dividindo por quatro nos dá 17. Mas não faria sentido perder os dados de 1936 e 2005. Além disso, nossas classes possuem “tamanhos” aproximadamente iguais.

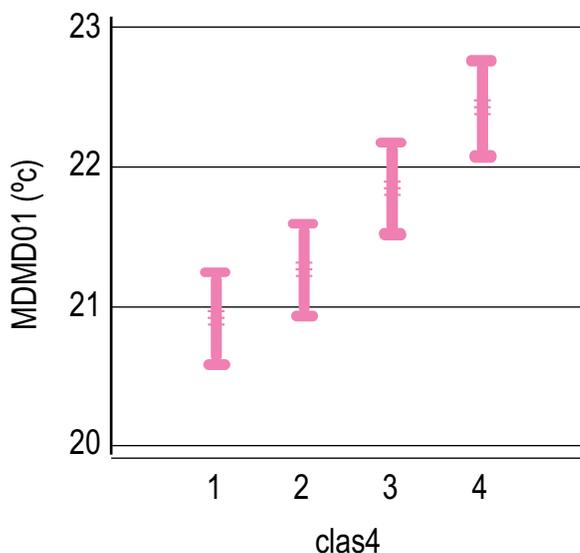


Gráfico 19 - ANOVA para Temperaturas de Superfície - Estação Meteorológica IAG/USP, Janeiro 1936-2005

Fonte: Pereira Filho; Santos e Xavier (2007, p. 156).

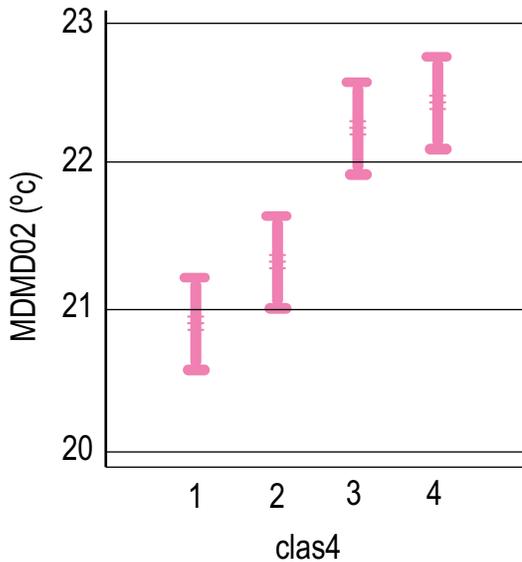


Gráfico 20 - ANOVA para Temperaturas de Superfície Estação Meteorológica IAG/USP Fevereiro 1936-2005

Fonte: Pereira Filho; Santos e Xavier (2007, p. 158).

Para fevereiro, com as mesmas classes, os resultados foram análogos, ou seja, aumento das temperaturas para as quatro classes, ainda com probabilidade de erro $p = 0,0000$.

Consideramos agora no Gráfico 20 a série de dados de temperaturas trimestrais no trimestre 2 (abril-maio-junho). De fato, os dados são médias das três temperaturas médias mensais, ao longo do período 1936-2005. São consideradas sete classes, todas de “tamanho” “dez”.

Note-se que, nas três primeiras classes, não acontece crescimento detectável, provavelmente, por corresponder a uma fase do parque ainda não completamente envolvido pela cidade. O crescimento dá-se ao longo das quatro últimas classes, com probabilidade de erro de $p = 0,0000$ pela ANOVA.

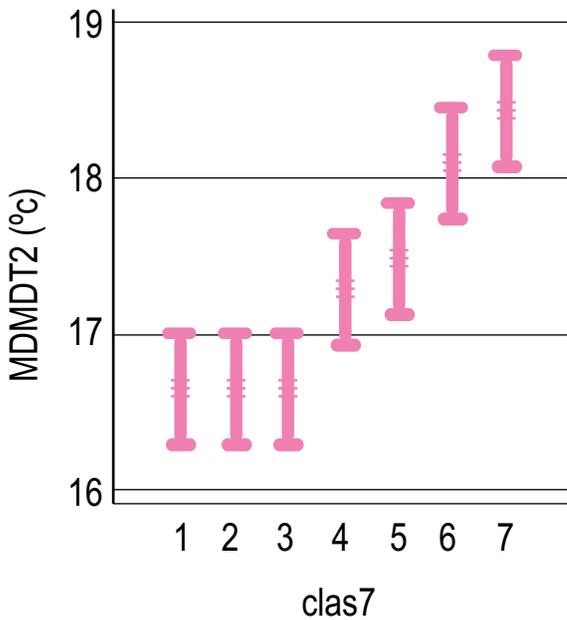


Gráfico 21 - ANOVA para Temperaturas de Superfície Estação Meteorológica IAG/USP 2o Trimestre 1936-2005

Fonte: Pereira Filho; Santos e Xavier (2007, p. 162).

Vamos considerar agora as médias trimestrais no trimestre 4, analisadas por via de regressão linear. De fato, a regressão funciona como técnica complementar à Análise de Variância. Ambas, decerto, podem fornecer os mesmos resultados, no sentido de caracterizar uma tendência de crescimento ou, pelo contrário, de diminuição. Contudo, vale à pena aplicar ambas, pois, apesar de darem, em geral, resultados concordantes, cada uma delas pode nos dar informações à parte, que enriquecerão a análise. É o que se discute, em seguida.

De fato a regressão dá-nos informações complementares aos obtidos pela ANOVA, pois, através da inclinação da reta de regressão (*slope*), dispõe-se de estimativa do aumento médio anual. Veja-se para os dados do 4º trimestre (outubro-dezembro) no Gráfico 22.

Regressão Linear MDMDT4xANO

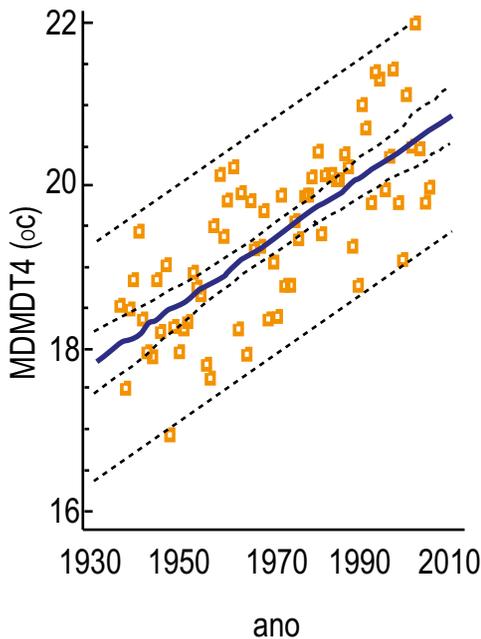


Gráfico 22 - Temperaturas de Superfície Regressão Linear, 2º Trimestre 1936-2005

Fonte: Pereira Filho; Santos e Xavier (2007, p. 168).

Mostramos agora como estimar, pela reta de regressão, o incremento médio das temperaturas, por ano e no período todo, no caso 1936-2005. Note-se que a regressão foi altamente significativa, pois foi obtida uma probabilidade de erro $p = 0,000$.

A equação da reta de regressão obtida foi: $y = - 56,045 + 0,0383 x$, donde um incremento médio das temperaturas da ordem de 0,0383 graus por ano. Donde, um aumento estimado de $70 \times 0,00383 = 2,68$ °C no referido período 1936-2005.

Observe-se que faltou calcular o coeficiente de correlação R , que está associado à regressão referente à “nuvem de pontos” e que deve variar de -1 a $+1$. Mas no momento isto não foi necessário para nós. Em todo caso é sempre bom disponibilizar esta informação.

No que se segue, são exibidos em conjunto os resultados numéricos para os quatro trimestres, 1º, 2º, 3º e 4º. Faltaria exibir os gráficos para os três primeiros, mas isso foi omitido. Numa pesquisa, valeria a pena tê-los para fins de comparações.

Note-se que trabalhar com “trimestres” é uma maneira prática de condensar os dados por subperíodos que, aproximadamente, vão corresponder às estações do ano. Assim, dispondo de informes sobre o comportamento sazonal da variável, neste caso, a temperatura de superfície.

Nos quatro trimestres do ano (jan.-mar., ... ,out-dez), em 1936-2005, os incrementos globais foram de 1,96, 2,26, 1,76 e 2,68 graus C, respectivamente. Em todos os casos, as probabilidades de erro da regressão foram praticamente nulas: $p = 0,0000$. Por outro lado, com respeito às temperaturas mínimas e médias, os incrementos foram, em geral, estatisticamente significativos.

Finalmente, o gráfico da regressão, com as informações obtidas pelo exame dos “pontos observacionais”, iria permitir flagrar outros fenômenos. Veja-se, pois, o gráfico da Gráfico 23, com a detecção de um “ponto anômalo” ou outlier. A pergunta é esta: trata-se de situação naturalmente anômala, ou resultante de erros de medida ou de transcrição de dados?

Contudo, com respeito às amplitudes térmicas, os resultados não foram conclusivos. Neste caso, seriam necessários dados horários para permitir a distinção, entre si, dos regimes térmicos diurnos e noturnos. De fato, na literatura especializada, há referência de que este contraste costuma ser maior no horário noturno. Onde, com tal hipótese, uma análise somente com médias diárias seria improdutiva.

Regressão Linear MDMNT2xANO

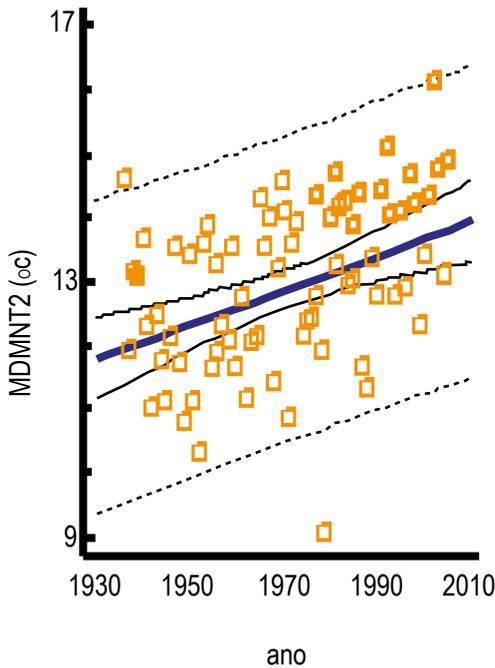


Gráfico 23 - Regressão Linear para Temperaturas de Superfície Estação Meteorológica IAG/USP - 2o trimestre 1936-2005

Fonte: Pereira Filho; Santos e Xavier (2007, p. 167).

6.3.3-“Ilha de baixa umidade”

Sabe-se que a “ilha de calor”, na verdade um “domo” de temperaturas mais elevadas recobrando a área urbana, em geral, acompanha-se por uma “ilha de baixa umidade”, em função não só de temperaturas mais elevadas na cidade, porém, ainda, pela diminuição do “verde” em sua área.

Veremos que isto de fato acontece no Parque do Estado. Ou seja, ocorre uma diminuição progressiva da umidade ao longo de todo o período 1936 até 2005. De fato, esse decréscimo parece começar

prematuramente, isto é, antes mesmo que se instale aumento mais drástico das temperaturas (mas se trata, na verdade, de aspecto a ser visto ou reexaminado com maior cuidado!).

regressão: umidade trimestre 2 X ano

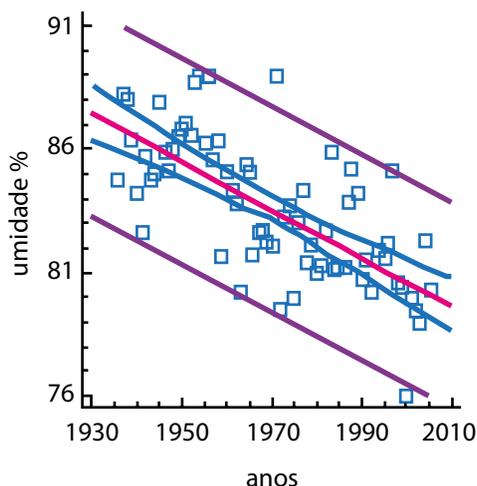


Gráfico 24 - Diminuição da Umidade Relativa (%) Verificada através da Regressão Linear Estação Meteorológica IAG/USP - 2o Trimestre 1936-2005

Fonte: Pereira Filho; Santos e Xavier (2007, p. 192).

Tem-se a equação de regressão $y = 257,49 - 0,0879 x$, ou seja, com diminuição média da umidade relativa da ordem de $- 0,0879\%$ por ano. Donde, queda estimada de $70 x (-0,0879) = - 7,73 \%$ no percentual da umidade relativa em 1936-2005. Note-se que a queda indicada não é de ordem percentual, porém a queda absoluta da umidade relativa, a qual é também expressada em %.

A regressão calculada foi altamente significativa, com probabilidade de erro e coeficiente de regressão: $p=0,000$ $R = - 0,70$. Segue-se, então, que o percentual de explicação da variância será dado por: $R^2 = 0,49 = 50\%$, apx.

Cap 6 - Aplicações I. Aquecimento Global e Clima Urbano

Por sua vez, no mesmo contexto da diminuição da umidade relativa, pode-se complementar a aplicação da Análise de Variância, conforme o Gráfico 25, através de outros recursos: 1] “Gráfico de Dispersão” e 2] *Box-Whisker Plot*, nos termos dos Gráficos 26 e 27. Estes três gráficos, porém, agora referentes ao quarto trimestre.

No Gráfico 25, utilizando a ANOVA-Análise de Variância, são obtidos os “intervalos de confiança” para K=7 classes ou grupos. Estas classes correspondem aos períodos de tempo consecutivos 1936-45, 1946-55, 1956-65, 1966-75, 1976-85, 1986-95 e 1996-2005.

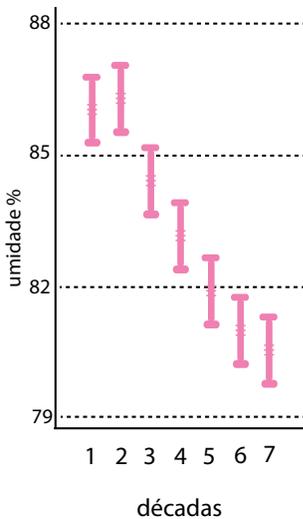


Gráfico 25 - Umidade Relativa (%) Média no 4º Trimestre: Intervalos de Confiança pela ANOVA relativamente aos períodos de tempo 1936-45, 45-55, ..., 86-95 e 96-2005 Estação Meteorológica IAG/USP - 2o Trimestre 1936-2005

Fonte: Pereira Filho; Santos e Xavier (2007, p. 194).

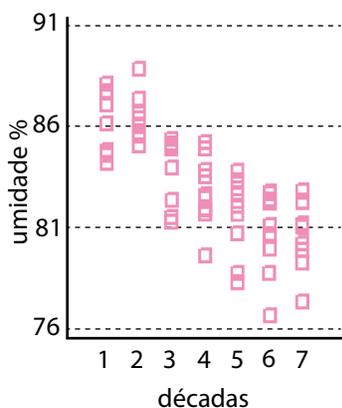


Gráfico 26 - Umidade média no 4º Trimestre Dispersão dos Pontos nas Referidas K=7 Classes - Estação Meteorológica IAG/USP - 2o trimestre 1936-2005

Fonte: Pereira Filho; Santos e Xavier (2007, p. 195).

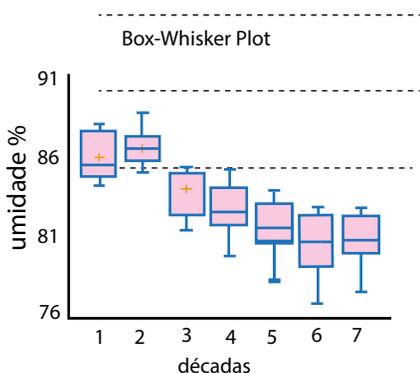


Gráfico 27 - Umidade Relativa (%) Média / Box-Whisker Plot Estação Meteorológica IAG/USP - 4º Trimestre 1936-2005

Fonte: Pereira Filho; Santos e Xavier (2007, p. 196).

Foram realizadas análises para outras variáveis (pluviometria, vento, insolação, pressão atmosférica) e também envolvendo aspectos como a sazonalidade etc. Ver em Pereira Filho; Santos e Xavier (2007). Para pluviometria e vento, veja-se ainda, em Xavier e Pereira Filho (1997a, 1997b).

6.4-O Vento em Cidades Litorâneas

Em urbes litorâneas, como **Fortaleza-Ceará** e outras cidades a beira-mar, a “ilha de calor” (e o “desconforto térmico” que daí resulta) pode-se intensificar devido à “verticalização” urbana, máxime na orla marítima, como decorrência da especulação imobiliária que conduz à construção de edifícios muito elevados e territorialmente bastante adensados. Ou seja, constituindo “falésias artificiais” que servem de barreira à penetração da brisa.

Remete-se, a este respeito, a Xavier (2001). No referido livro, detectam-se mudanças com respeito às variáveis climáticas capazes de ser influenciadas mais diretamente pelo ambiente urbano. Especificamente, a velocidade do vento, a umidade e a evaporação. Finalmente, são aqui discutidas as várias hipóteses para explicar tais mudanças, com ênfase no papel da urbanização.

A maior parte dos resultados foi apresentada, preliminarmente, no IX - Congresso Brasileiro de Meteorologia (CBMET), São Paulo-SP: Xavier e Xavier (1996) e ainda em Xavier e Xavier (1997). Em particular, sobre mudanças nos ventos penetrando na cidade, vindos do oceano. Veja-se Gráfico 28.

A rigor, poder-se-ia pensar em hipóteses distintas para explicar a tendência de decréscimo na velocidade do vento: **(i)** o papel exercido pelo meio urbano; **(ii)** variações climáticas de ordem global, hemisférica ou regional; **(iii)** um viés de origem instrumental. Esta última hipótese não é viável, pois o decréscimo dever-se-ia verificar para todos os meses do ano e não apenas entre julho e dezembro.

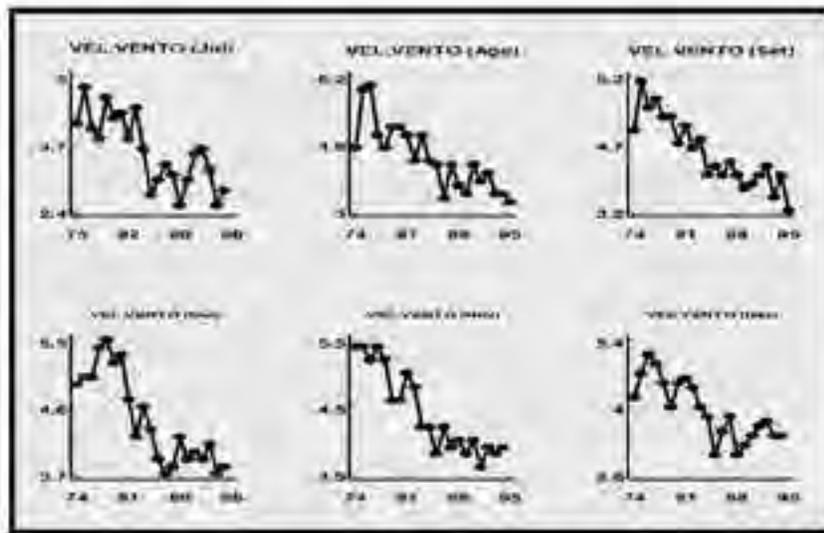


Gráfico 28 - Diminuição da Velocidade do Vento na Estação da FUNCEME, no Parque de Exposições / Avenida Bezerra de Menezes - [1974 a 1995]

Fonte: Xavier (2001, p. 405).

Além disso, note-se que a velocidade média do vento é a variável com maior influência sobre a evaporação na região, conforme **Aquino (1986)** e **Xavier et al. (1988)**. Ora, nos mesmos meses, o decréscimo na evaporação (em tanque “classe A”) também se mostra importante.

A literatura especializada é unânime em reconhecer o vento enfraquecido de superfície como efeito topoclimático da cidade, em razão do aumento da rugosidade do terreno, em especial por motivo da verticalização urbana. Sem dúvida, em um nível mais elevado (ou seja, acima do topo das construções), a velocidade do vento deve aproximar-se dos valores que seriam vigentes à superfície, se não existisse a cidade, a menos da perda de velocidade e, ainda, alterações ditadas por eventuais mudanças climáticas.

Na verdade, o problema não é tão simples assim, pois a própria

Cap 6 - Aplicações I. Aquecimento Global e Clima Urbano

cidade pode gerar fluxos a partir dos gradientes térmicos criados pela “ilha de calor”. Em particular, seria o caso do chamado *flurwind*, que pode soprar da periferia para o centro da cidade. Ademais, nos *canyons* urbanos, a velocidade deve ser variável, conforme sua orientação com respeito à direção do fluxo geral do vento. A esse respeito, consulte-se Gysegen (1978); Landsberg (1981a, 1981b) e Givoni (1989).

Vale a pena juntar outro gráfico que mostra a variação para a velocidade do vento (setembro) e para duas outras variáveis, evaporação e umidade relativa, em **Fortaleza – Ceará**, no mesmo período **1974-1995**, conforme Gráfico 29.

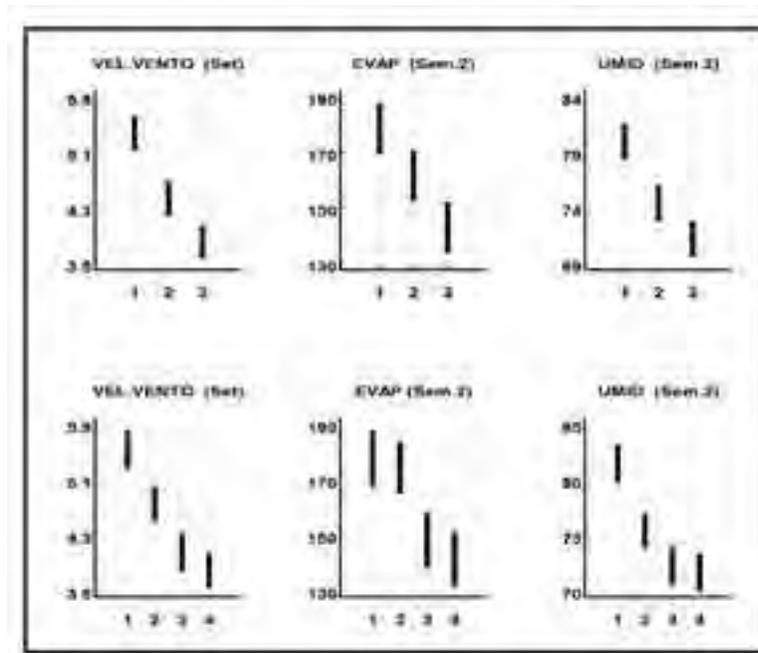


Gráfico 29 - Intervalos de Confiança com 3 (Três) e 4 (Quatro) “Classes”: Velocidade do Vento (Setembro), Evaporação e Umidade (2o semestre) 1,2,3 = 1974-80, 81-87, 88-95; 1,2,3,4 = 1974-78, 79-84, 85-89, 90-95 Dados da Estação Meteorológica da Funceme, Fortaleza - CE 74-95

Fonte: Xavier (2001, p. 407).

A rigor, o problema não é tão simples assim, pois a própria cidade pode gerar fluxos a partir dos gradientes térmicos criados pela “ilha de calor”. Em particular, seria o caso do chamado *flurwind*, que pode soprar da periferia para o centro da cidade. Ademais, nos *canyons* urbanos a velocidade deve ser variável, conforme sua orientação com respeito à direção do fluxo geral do vento. A este respeito, consulte-se Gysegen (1978); Landsberg (1981a, 1981b) e Givoni (1989).

Portanto, no caso de Fortaleza-Ceará, com respeito à diminuição do vento no segundo semestre, dentro da cidade, o principal fator reside no uso indiscriminado do solo urbano, em termos da crescente verticalização, forçada pela especulação imobiliária.

Em especial, na orla marítima de Fortaleza e outros bairros, cuja massa de construções funciona como uma barragem artificial aos ventos. Por outro lado, cabe lembrar que a diminuição da velocidade do vento rente ao chão possui consequência prática bioclimática, que se refere ao aumento do desconforto térmico.

6.4.1-Análise da variabilidade sazonal e interanual

Através do Gráfico 30, torna-se possível empreender uma análise simultânea da variabilidade sazonal (**ciclo sazonal**) e interanual (**ao longo de anos consecutivos**) para uma variável numérica. No caso deste gráfico, para a intensidade ou velocidade do vento.

Com efeito, nessa modalidade de figura, para uma dada variável, associa-se um gráfico no qual se representam os desvios positivos ou negativos relativamente a cada média mensal, calculada ao longo de todo o período de observações.

Assim, a rigor, cada gráfico é constituído de 12 (doze) “subgráficos” correspondentes aos doze meses consecutivos (1 = janeiro a 12 = dezembro). Por outro lado, cada subgráfico situa-se num patamar proporcional à média mensal respectiva. Além disso, em cada subgráfico, as **pequenas barras verticais** referem-se aos desvios ob-

servados ao longo de todo o período, no caso, de 1974 a 1995, com respeito à média no mês.

Dessa maneira, olhando para a sucessão dos doze subgráficos, tem-se logo uma ideia da variação sazonal da variável em causa, desde que eles se posicionam a alturas diferentes, proporcionais às médias.

Além disso, ao olhar para cada subgráfico em separado tem-se de imediato uma visão sobre a evolução interanual das observações no mês correspondente.

De fato, trata-se de uma modalidade de gráfico muito astuto, pois permite representar vários aspectos de um mesmo fenômeno, simultaneamente. Ou seja, em termos tanto da variabilidade sazonal como também interanual. Lendo essas explicações tente, portanto, entender o gráfico.

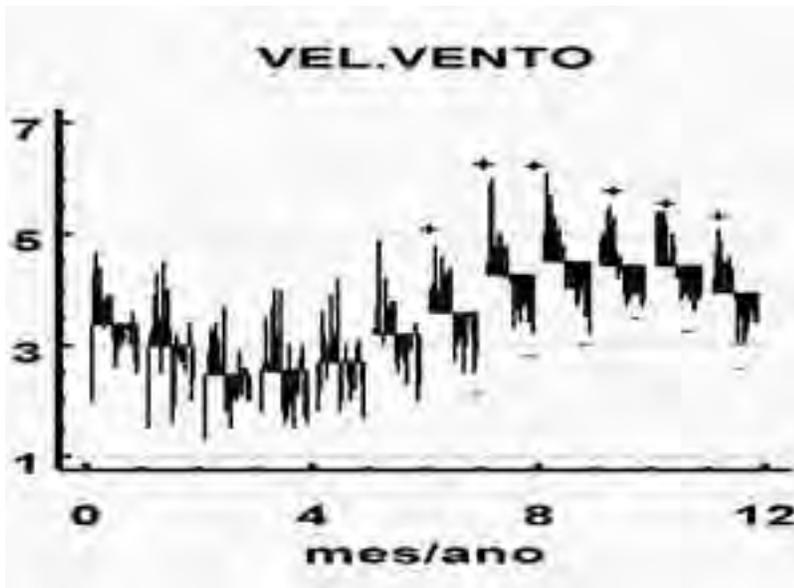


Gráfico 30 - Estação Meteorológica da Funceme - Fortaleza - Ceará, 1974-95, Evolução Sazonal / Anual do Vento m/seg.

Fonte: Xavier (2001).

Mas vamos dar mais uma ajuda. No caso da velocidade do vento, denota-se claramente, no Gráfico 30, a **tendência de diminuição desde 1974 até 1995**, nos meses de julho até dezembro, embora já esboçada desde junho.

Para melhor evidenciar o fenômeno, foram demarcados, pelo sinal (+), os “pacotes” de anos com desvios positivos, pelo sinal (-), os “pacotes” com desvios negativos nos respectivos subgráficos (*seasonal sub-series*) de julho até dezembro.

Assim, **nos anos iniciais do período 1974-1995, predominam os desvios positivos** e, depois, nos anos finais, predominam os negativos. Isto evidencia, sem dúvida, progressiva diminuição da velocidade média do vento em cada um daqueles meses, ao longo dos anos. É óbvio que, num caso de aumento progressivo, ocorreria o contrário, isto é, predominância de anomalias negativas no começo e positivas no fim. Como seria o comportamento se não houvesse tendência? Note-se que, de **janeiro a maio**, já não transparece nítida qualquer tendência.

Como neste capítulo são tratadas questões ligadas a mudanças nas cidades, comparativamente ao que ocorre em “áreas naturais”, achou-se oportuno concluir com a reprodução deste pequeno poema do poeta cubano Nicolas Guillén:

EL BOSQUE ENFERMO

El bosque se ha enfermado.

Hay sitios donde está

la piel cuarteada, seca, dura.

Lepra tal vez, o sífilis?

No; parece que no.

A lo que se ve y sabe de otros casos,

le está naciendo una ciudad.

CAPÍTULO 7: APLICAÇÕES II: AQUECIMENTO DO MAR VULNERABILIDADE DE ÁREAS COSTEIRAS

Neste **Capítulo 7**, dá-se continuidade a aplicações em problemas envolvendo flutuações e mudanças climáticas. Serão abordados alguns aspectos que tratam, principalmente, do aquecimento nos oceanos e de consequências daí advindas.

O aquecimento de oceanos como o Pacífico e o Índico exerce ações sobre o lado leste das Américas donde, também, do Brasil. Assuntos em geral, supostos bem conhecidos, porém sob alguns aspectos nem tanto, pois muitos desconhecem os impactos de anos neutros no Pacífico, sobre o Nordeste setentrional brasileiro e em especial sobre o Ceará. Quando, na verdade, tanto ocorrem nesses anos episódios de secas extremas, como ainda quadras excepcionalmente chuvosas.

Contudo, não discutiremos extensivamente tais questões no decorrer deste capítulo, pois a ênfase inicial será no aquecimento das águas do Atlântico intertropical, seja no lado leste (próximo à costa africana) seja no lado oeste (próximo à costa atlântica das Américas).

Por outro lado, ainda no mesmo capítulo, discutem-se problemas sobre a vulnerabilidade de áreas costeiras no Brasil não só ao longo de sua costa mas, ainda, em faixas continentais que lhes sejam adjacentes.

7.1-Generalidades sobre Aquecimento do Atlântico

Como anunciado, aborda-se de início a questão do aquecimento no Atlântico intertropical. De uma parte, ocorrendo nas proximidades da costa da África, em cujas águas formam-se muitos eventos com ação devastadora nas Américas.

Também interessa analisar o aquecimento do mar junto à costa das Américas, no Caribe ou no Nordeste brasileiro, pois eventos que

Cap 7 - Aplicações II. Aquecimento do Mar e Vulnerabilidade de Áreas Costeiras

envolvem chuvas intensas podem intensificar-se, à medida que dali se aproximam, por motivo de tal aquecimento.

Como exemplo, apresentam-se os furacões no Atlântico norte, que, em geral, podem causar grandes estragos, principalmente na costa leste dos Estados Unidos, pois o principal “combustível” para um desmesurado aumento de sua força poderá ser, exatamente, o calor fornecido pelo mar supra-aquecido.

Assim, na Figura 12, exhibe-se figura ilustrando o supra-aquecimento do Atlântico intertropical e do mar do Caribe durante a aproximação do recente furacão Irene. A bacia atlântica intertropical aparece na figura em toda sua extensão, entre a costa africana, de um lado, até ao Caribe e a costa norte-americana, do outro.

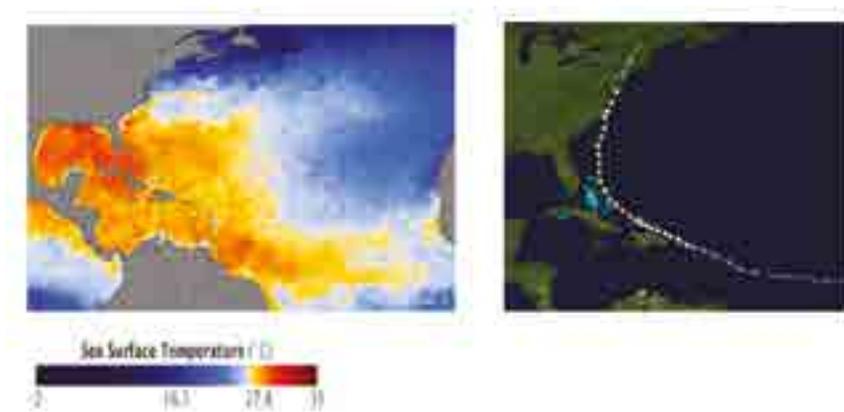


Figura 12 - Furacão Irene: 1] à Esquerda, o Aquecimento do Mar no Norte da América do Sul e do Caribe, com Temperaturas $\geq 27,8^{\circ}\text{C}$, visto pela Composição de Imagens dos satélites Água e Terra/ /NASA-2; 2] À direita, vê-se o percurso do furacão durante sua Aproximação da Costa Norte-americana, dirigindo-se ao Norte

Fonte: NASA - Natural Hazards - Agosto 2011.

De fato, águas quentes são o combustível para as tempestades e sua intensificação depende da temperatura da superfície dessas águas.

Considera-se que, sob um ponto de vista termodinâmico, $27,8^{\circ}\text{C}$ é a temperatura crítica para começar a transferência de calor para as nuvens de tempestade em contacto com o mar, com subsequente intensificação do fenômeno. Veja-se também a Figura 13.

Mudanças climáticas no Atlântico intertropical norte e sul foram preliminarmente detectadas por Xavier; Xavier e Alves (2000), em termos de mudanças na temperatura da superfície do mar e, ainda, da pseudotensão do vento de superfície. Tratava-se de abordagem prospectiva baseada em explorações gráficas, sem uma mensuração explícita de suas amplitudes.

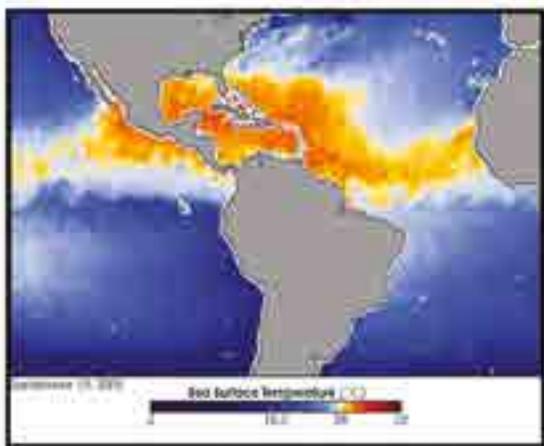


Figura 13 - “Warm Waters Provide Fuel For Potential Storms” / “Combustível para as Tempestades”

Fonte: EOS-Earth Observatory News, september 18, 2005 / NASA.

Análises quantitativas mais precisas foram empreendidas por Xavier e Xavier (2005), com recursos da Análise de Variância-ANOVA; e por Xavier et al. (2006) e, ainda, por Xavier; Xavier e Alves (2006a, 2006b). Além de subsequentes trabalhos de Teresinha de Ma. B. S.,

Airton F. S. e colaboradores. Um resumo sobre todo este tema encontra-se em Xavier; Xavier e Alves (2007, p. 174-178).

Mudanças junto à costa da África, em termos de aumentos da “Temperatura da Superfície do Mar” (TSM) – *Sea Surface Temperature* (SST), nas últimas décadas podem explicar a maior atividade ciclônica no hemisfério norte em função de *easterly waves* (“ondas de leste”) que se deslocam para o Caribe.

Com respeito ao Nordeste brasileiro, aumentos da temperatura na costa da África, ao sul do Golfo da Guiné permitem, por sua vez, explicar chuvas na “zona da mata”, que se estende ao longo do seu litoral leste, no qual se localizava a primitiva floresta atlântica. Esta, nos dias atuais, altamente degradada e fragmentada.

Bem como, ainda, explicar as chuvas de pós-estação, a partir de junho/julho, no Nordeste setentrional e, em especial, no Estado do Ceará. Para “chuvas de julho”, veja-se em Xavier (2001), Cap. 11, p. 365-384. Além disso, estudar alterações climáticas da TSM/SST no Atlântico intertropical oferece excepcional interesse em vista de mudanças atribuídas ao aquecimento global.

Segundo Webster (2005), números e intensidades de ciclones tropicais no Pacífico, no Índico e no Atlântico teriam aumentado, ao comparar as médias dos períodos 1975-89 e 1990-2004; em princípio, resultando em aumentos das temperaturas, atmosféricas ou oceânicas. Trata-se, porém, de resultados com base em histórico recente, sem que fossem considerados períodos passados de possível grande atividade.

Por sua vez, Landsea et al. (1999) levavam em conta alterações no comportamento dos furacões no Atlântico norte como índice de mudanças climáticas. Enquanto Pielke Jr. et al. (2005) alinhavam motivos para supor algo prematura a ligação entre os furacões e o aquecimento global.

Além disso, afirmavam Goldenberg et al. (2001) que a variabilidade multidecadal da atividade histórica dos furacões, no Atlântico norte, é maior do que se esperaria a partir do aquecimento global.

Já Trenberth (2005) vinha comentar que, apesar de o número e/ou intensidade dos furacões ter crescido no Atlântico, nos últimos anos, não haveria garantia de a tendência continuar no futuro, embora sua intensidade seja influenciada por TSM/SST elevadas.

Não se discutirão aqui todas essas possíveis interrelações, pois vamos nos manter exclusivamente na constatação das mudanças no Atlântico intertropical e de seus possíveis impactos na costa brasileira. Não obstante, cabe levar em conta a necessidade de atualizar as referências e reexaminar os vários pontos de vista aqui compilados, desde que passados alguns anos, mais de cinco até hoje, novos estudos poderiam adiantar outras conclusões.

7.2-Temperaturas de Superfície do Atlântico

7.2.1-Dados da TSM-SST 1: período 1964-2005

Para a TSM/SST no Atlântico intertropical, os dados referentes ao período 1964-2005 foram cedidos pelo Dr. Jacques Servain do *Institut de Recherche pour le Développement* (IRD) – *Centre de Bretagne-França*. Posteriormente, esses dados vieram a ser processados na *Funceme-Fundação Cearense de Meteorologia e Recursos Hídricos-Ceará-Brasil*.

Os arquivos para a *TSM/SST* comportam médias mensais e anomalias da temperatura do mar desde janeiro/1964, numa grade de 2 em 2 graus entre 30°N e 20°S. Suas “médias”, em cada mês e ano, são calculadas nas Áreas A, B, C, D e G e Subáreas respectivas.

Nota: TSMA, TSMB, TSMC e TSMD referem-se às TSM/SST nas áreas A e B do Atlântico sul (adjacentes ao Nordeste brasileiro e África, resp.), na área C do Atlântico norte (adjacente à África) e na área D do Atlântico norte (a oeste de C); TSMG na Área G (Golfo da Guiné).

Cap 7 - Aplicações II. Aquecimento do Mar e Vulnerabilidade de Áreas Costeiras

Análogas notações valem para as subáreas A1, A2, B1, B2, C1, C2 e D1, D2. Óbvio que $A=A1+A2$ etc. Para a TSM/SST em cada dessas áreas/subáreas, os sufixos s1, s2 referem-se aos semestres (jan./jun.) e (jul./dez.); t1,...,t4, aos trimestres (jan./mar.), ..., (out./dez.); b1,...,b6 aos bimestres (jan./fev.),..., (nov./dez.). Por fim, 01,02, ...,12, aos meses consecutivos, ou seja, 01=jan.,02=fev.,...,11=nov.,12=dez.

As áreas e subáreas foram definidas por Xavier e Xavier (1995) e Xavier (2001). Os cálculos, processados via programas em Turbo-Pascal, desenvolvidos por esses autores; hoje, em fase de adaptação para a “Linguagem R”. A mesma figura está também reproduzida em outro capítulo para facilitar o acompanhamento e melhor compreensão dos resultados em cada contexto. Veja-se, aqui, conforme Figura 14:

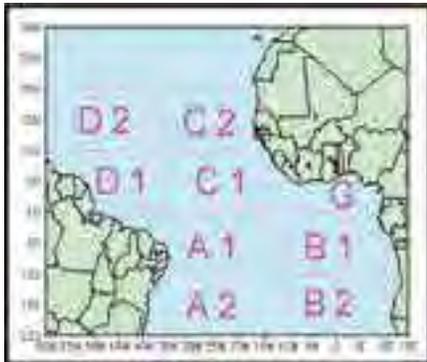


Figura 14 - Áreas (“Caixas” / “Boxes”) para Cálculos de Temperaturas Médias e suas Anomalias, no Mar, e Outras Variáveis no Atlântico Intertropical

Fonte: Xavier e Xavier (1995) e Xavier (2001).

Nota: TSMA, TSMB, TSMC e TSMD para as TSM/SST nas áreas A e B do Atlântico sul (adjacentes ao Nordeste brasileiro e África, resp.), na **área C** do Atlântico norte (adjacente à África) e na **área D** do Atlântico norte (a oeste de C); TSMG na Área G (Golfo da Guiné). Análogas notações valem para as subáreas **A1, A2, B1, B2, C1, C2 e D1, D2**. Óbvio que $A = A1+A2$ etc. Para a TSM/SST em cada dessas áreas/subáreas, os sufixos s1, s2 referem-se a **semestres (jan./jun.) e (jul./dez.)**; t1,...,t4, aos **trimestres (jan./mar.),..., (out./dez.)**; b1,...,b6 para os **bimestres (jan./fev.),..., (nov./dez.)**. Por fim, 01,02, ...,12, a meses consecutivos, ou seja, para **01=jan.,02=fev.,...,11=nov.,12=dez.**

7.2.2-Dados da TSM-SST 2: período 1950-2005

Por outro lado, para o período 1950-2005, utiliza-se outra base de dados, do **Climate Prediction Center (CPC)/NCEP/NOAA**, on-line.

Consideram-se, agora, as áreas NA=5°-20°N´60°-30°W (North Atlantic) e SA=0°-20°S´30°W-10°E (South Atlantic), conforme mostrado na Figura 15.

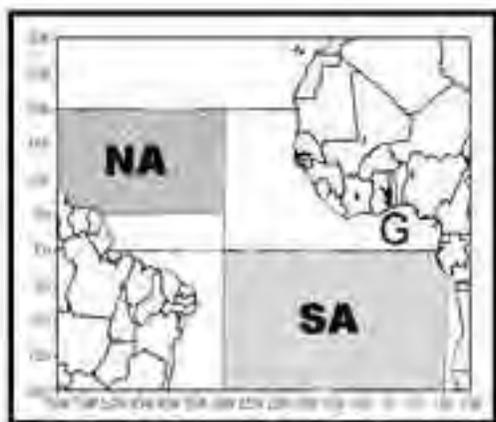


Figura 15 – TSM-SST nas Áreas NA e AS (“N” e “S-Atlantic”) conforme CPC/NCEP/NOAA

Fonte: Figura 14, adaptada por **Xavier e Xavier**, para exibição das áreas NA e SA.

Na subsecção seguinte, passa-se a considerar as mudanças de temperatura (TSM) no “Golfo de Guiné”.

7.2.3-Mudanças de temperaturas no Golfo de Guiné

Os resultados foram obtidos pela ANOVA e por Regressão, além de procedimentos complementares. Em termos mensais, as alterações mais nítidas referentes a um aumento progressivo da TSM nessa área, rente ao continente africano, foram detectadas através da ANOVA, a saber:

a] no 1º semestre, para a TSMG03 (em **março**) com probabilidade de erro $p=0,0001$; b] no 2º semestre, para todas as TSMG_x, $x=09,10,11,12$ (de **setembro a dezembro**), com probabilidades de erro $p=0,0000$, $p=0,0004$, $p=0,0000$ e $p=0,0000$, respectivamente.

Na maioria dos demais meses, os resultados ainda continuavam estatisticamente significativos, porém exibindo maiores valores das probabilidades de erro, até 5%. Tais resultados são aqui omitidos.

No presente contexto, interessam resultados com ANOVAs altamente significativas, ou seja, que envolvam variações nas temperaturas da superfície do mar, ao longo do tempo, não só estatisticamente inequívocas sob o ponto de vista de sua elevada significância estatística ($p \cong 0,0000$), conforme constatação feita acima, mas também “dramáticas”, ou seja, em termos de expressivas variações absolutas dessas temperaturas.

De fato, no caso das temperaturas médias nos meses **03, 09, 10, 11 e 12**, ocorreram aumentos progressivos de cada subperíodo ao seguinte, com variações totais de suas médias, do 1º para o 3º subperíodos, da ordem de 0,690C, 0,850C, 0,830C, 0,810C e 0,910C, respectivamente. Os subperíodos considerados foram, para o primeiro semestre do ano: 1=1964-77, 2=1978-91, 3=1992/2005; para o segundo semestre: 1=1963-76, 2=1977-90 e 3=1991/2004.

Os Gráficos 31 e 32, referem-se aos intervalos de confiança em três subperíodos consecutivos, de **1964** até **2005**, com respeito à **TSMG03 (TSM em março)** e **TSMG12 (em dezembro)**, na área G, sendo nítido o aumento das temperaturas médias de cada subperíodo para o seguinte, com base nesses intervalos.

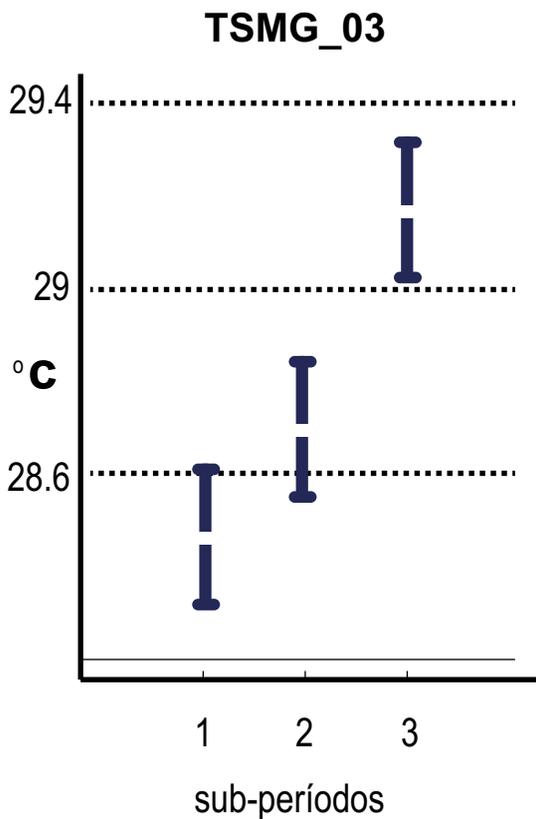


Gráfico 31 - TSM/SST na Área G (Golfo de Guiné) - Intervalos de Confiança para TSMG03 (março), 1º Sem.: 1=1964-77, 2=1978-91 e 3=1992/2005

Fonte: Xavier e Xavier (2005).

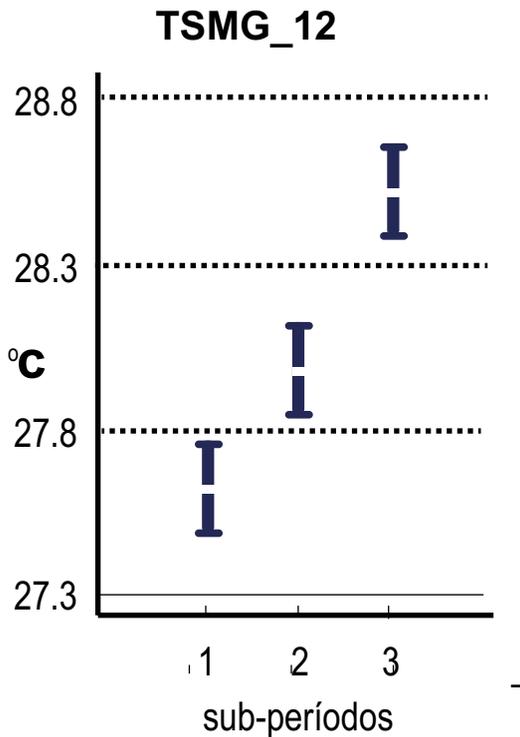


Gráfico 32 - TSM/SST na Área G (Golfo de Guiné) - Intervalos de Confiança TSMG03 (dezembro), 2º sem.: 1 = 1963-76, 2 = 1977-90 e 3 = 1991/2004

Fonte: Xavier e Xavier (2005).

Por outro lado tem-se, a seguir, o Gráfico 33 de “dispersão” das observações no plano (x =ano, y =TSMG12), isto é, no mês de dezembro. Aos pontos deste gráfico também ajustou-se uma reta de regressão (aqui omitida). Ora, neste caso, a regressão (crescente) mostrou-se altamente significativa, com probabilidade de erro $p=0,0000$ e coeficiente de correlação $R=0,73$ (explicação da variância $R^2 = 52,3\%$).

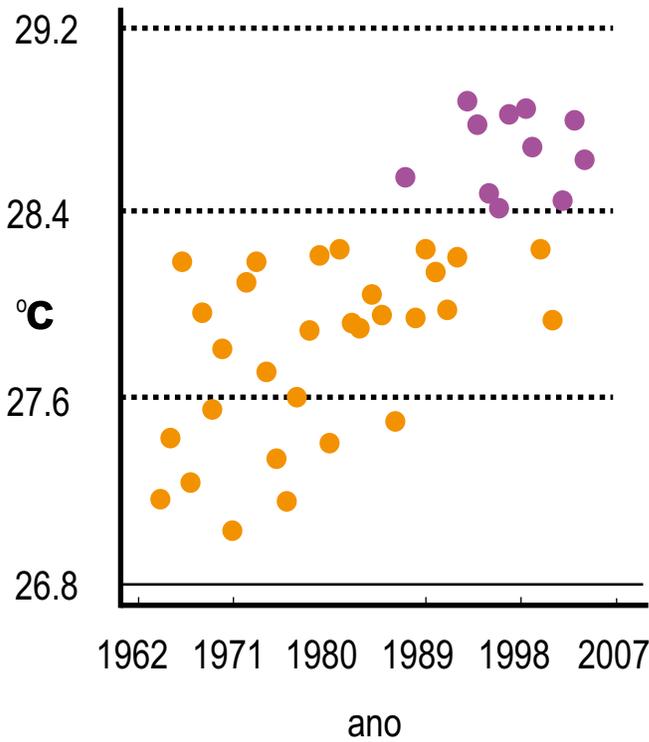


Gráfico 33 - Dispersão de TSM/SST X Tempo na Área G (Golfo de Guiné) em Dezembro

Fonte: Xavier e Xavier (1995).

Através deste, denota-se claramente que, na primeira metade do período 1964-2004, as temperaturas em dezembro, na Área G, foram todas inferiores a 28,4°C, ao passo que, na segunda metade, a partir de 1985, de vinte observações onze (52,4%) ultrapassaram aquele valor; e mais, de 1993 em diante, dez dentre doze médias de temperaturas (83,3%) foram superiores a 28,4°C.

No Gráfico 34, a seguir, temos o box-plot para as observações (médias de temperaturas) na referida área (Golfo de Guiné), com respeito às três classes ou subperíodos de tempo utilizados na Análise de Variância, também em dezembro. No contexto, as observações nas classes “1” e “3” têm comportamento regular, denotando simetria (em cada “box”, as bases inferior e superior representam os quartis inferior e superior, resp., enquanto o segmento interno representa a mediana).

Não se tem explicação para a assimetria na classe “2”; mas, decerto, trata-se de efeito fortuito, ligado a “flutuações de amostragem”, levando em conta que a subamostra respectiva possui apenas 14 (quatorze) valores.

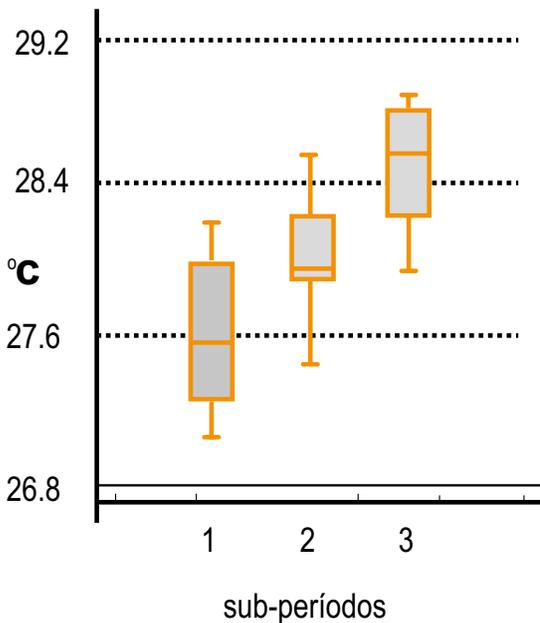


Gráfico 34 - Box-Plot para Variação da TSM/SST na Área G (Golfo de Guiné) em Dezembro

Fonte: Xavier e Xavier (1995).

Embora os gráficos apresentados sejam relativos a apenas um ou dois dos casos (meses de março ou dezembro) com probabilidade de erro $p=0,0000$, resultados semelhantes são sempre obtidos nos demais meses em que também se tenha $p=0,0000$. As tendências de *aumento da TSM/SST no Golfo de Guiné* também são claras em todos os casos de ANOVAS com valores um pouco mais elevados da probabilidade de erro, mas desde que se considere $p<5\%$.

Em suma, todos os resultados levados em conta denotam aumentos “dramáticos” das temperaturas de superfície do mar no Golfo de Guiné, em março, setembro, outubro, novembro, dezembro, pela elevadíssima significância estatística nas análises de variância, com erros $p=0,0000$, apx. Aliás, nesses casos, detecta-se flagrante homocedasticidade (ou homogeneidade das variâncias), um dos pressupostos da ANOVA, juntamente com a normalidade.

7.2.4 - Mudanças nas Subáreas B1 e B2 na Bacia Sul adjacentes à Costa Africana

Para a TSMB1 (na subárea B1), foram obtidos resultados da ANOVA estatisticamente significativos em: fevereiro ($p=0,0476<5\%$), março ($p=0,0022$), agosto ($p=0,0165$), setembro ($p=0,0053$), outubro ($p=0,0022$), novembro ($p=0,0061$) e dezembro ($p=0,0024$).

A Subárea B1 dá continuidade ao Golfo de Guiné, para o sul, ao longo da costa africana, localizando-se já na bacia sul do Atlântico intertropical. Como veremos, é a única subárea na bacia sul, próximo à África, com tal comportamento, ou seja, exibindo uma tendência de aumento nítido das temperaturas médias. Contudo, de forma menos dramática do que se observou para o Golfo de Guiné que, aliás, pela delimitação das áreas, já se encontra ao norte da linha equatorial.

De fato, já na Subárea B2 (entre 10°S e 20°S) na costa africana, não se denota qualquer tendência significativa de aumento da TSM, no mesmo período, 1964-2005.

7.2.5 - Mudanças nas Subáreas C1 e C2 na Bacia Norte adjacentes à África

A Subárea C1 no Atlântico norte, próxima à costa africana, dá continuidade ao Golfo de Guiné para oeste, conforme se pode verificar na Figura 14. Novamente, são encontradas tendências “dramáticas” de aumento das temperaturas oceânicas superficiais, como foi visto para a área G (Golfo de Guiné).

Agora, tais tendências, respeito a todos os doze meses: janeiro ($p=0,0012$), fevereiro ($p= 0,0450$), março ($p=0,0011$), abril ($p=0,0011$), maio ($p=0,0141$), junho ($p=0,0003$), julho ($p=0,0003$), agosto ($p=0,0000$), setembro ($p=0,0000$), outubro ($p=0,0001$), novembro ($p= 0,0002$) e dezembro ($p=0,0001$) (mais uma vez, entre parênteses, temos as probabilidades de erro).

Portanto, os resultados das ANOVAS foram sempre significativas, porém com tendências mais “dramáticas” de aumentos junho a dezembro, quando as probabilidades de erro são praticamente nulas, isto é, com p aproximadamente zero.

Por outra parte, na Subárea C2, entre 10°N e 20°N , resultados altamente significativos e com tendências “dramáticas” de aumento seguem-se de julho a setembro, cujas probabilidades de erro vão de $p=0,0009$ a $p=0,0000$. Em junho, o teste é também significativo, com $p=0,007$.

Em novembro e dezembro, ainda ocorrem significâncias estatísticas, porém fracas, pois as probabilidades de erro são da ordem de $p=0,01$ e $p=0,02$ (embora inferiores a 5%). No 1º semestre, também ocorre fraca significância estatística em fevereiro, com $p=0,045$.

Decerto, a maior ou menor significância em toda a Área C vai depender do balanço entre o que ocorre nas duas subáreas C1 e C2.

7.2.6 - Mudanças nas Subáreas A1 e A2 na Bacia Sul adjacentes à Costa do Nordeste

Já na Área A (e suas subáreas A1 e A2) adjacentes à costa do Nordeste brasileiro, não se verificam tendências de aumentos significativos da TSM/SST em nenhum dos seis meses do primeiro semestre, ao longo de 1964-2005. Pois, para a Subárea A1, as probabilidades de erro vão desde $p=0,09$ a $p=0,84$ e na Subárea A2 de $p=0,30$ a $p=0,84$. Portanto, todas com probabilidade de erro $p>10\%$ ($>$ significa “maior”) ou mesmo $p>>10\%$ ($>>$ indica “muito maior”).

7.2.7 - Mudanças nas Subáreas D1 e D2 na Bacia Norte adjacentes ao Caribe e à América do Norte

Na Área D (e suas subáreas D1 e D2), nos meses do primeiro semestre, não se denotaram tendências significativas de aumento das temperaturas ao longo de 1964-2005.

Com efeito, as probabilidades de erro vão de $p=0,20$ a $p=0,94$ (neste último caso, a probabilidade de erro já é próxima de cem por cento).

Na Subárea D2, no segundo semestre, nos meses agosto, novembro e dezembro, foram obtidas significâncias estatísticas fracas, com $p=0,01$, $p=0,03$ e $p=0,048$. Mais uma vez designadas como “fracas”, no sentido das probabilidades de erro não estarem tão perto de zero.

7.2.8 - Mudanças na área na *North Atlantic* CPC/NCEP/NOAA: 1950-2005

De fato, não existem disponíveis on-line dados (trabalhados) do CPC-NCEP-NOAA para a TSM-SST no período 1950-2005, com respeito a áreas adjacentes à África, no Atlântico norte. Apenas para a área mencionada no subtítulo acima, comportando: “metade da área D1”+”toda a Subárea D2”+”frações das Subáreas C1 e C2”. Estas últimas subáreas, muito a oeste, bem distanciadas da costa africana.

Ou seja, correspondendo ao box (ou “caixa”), NA=5°-20°N’60°-30°W, conforme a Figura 15, páginas atrás.

Na referida área North Atlantic (NA) do CPC-NCEP-NOAA, os dados dizem respeito a temperaturas médias e anomalias calculadas no box (ou “caixa”) mencionada. As classes consideradas possuem extensões de 14 anos, a saber: (0) 1950-63, (1) 1964-77, (2) 1978-91 e (3) 1992-2005.

Ora, para dezembro, janeiro,, julho, não se denotam diferenças significativas através da ANOVA, uma vez que diferenças significativas só ocorrem em agosto ($p=0,0017=2/1000$, apx.), set. ($p=0,0011=1/1000$), out. ($p=0,0008$) e nov. ($p=0,023<5\%$).

Para outubro, veja-se Gráfico 35. Como se perceberá, nesse caso, não ocorre aumento progressivo, desde que:

a) Os três primeiros “intervalos de confiança” mantêm-se, aproximadamente, num igual patamar, inferior a 28 graus centígrados; b) Apenas no último subperíodo, denota-se visualmente o aumento das temperaturas médias, com um “intervalo de confiança” que se desloca acima daquele nível de temperatura.

Tais resultados são corroborados por um teste para diferenças múltiplas. De fato, são detectados apenas dois grupos homogêneos, a saber: {0, 1, 2} e {3}.

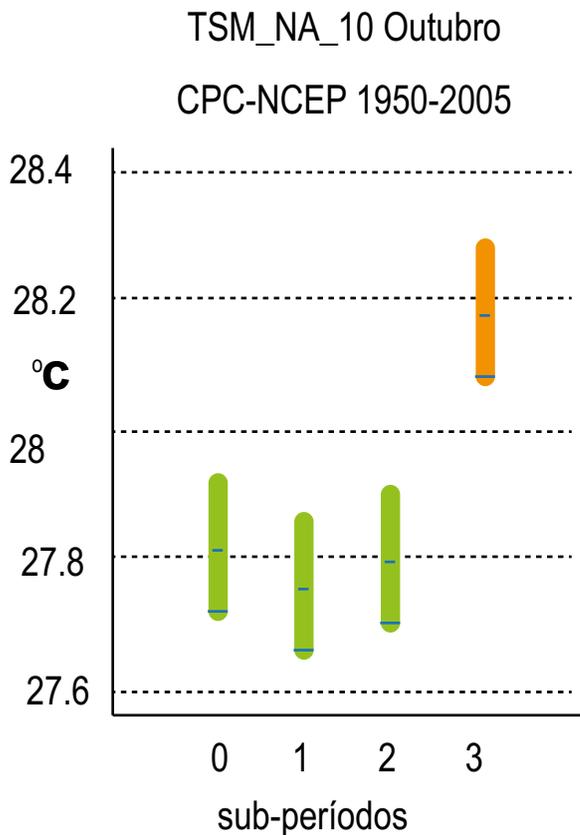


Gráfico 35 - TSM/SST na Área NA=North Atlantic-CPC-NCEP-NOAA. Intervalos de Confiança de TSM_NA_10 em Outubro, com respeito aos Subperíodos: 0,1,2,3 em 1950-2005; a Classe “0” é todo o Intervalo 1950-63

Fonte: Xavier e Xavier (2005).

7.2.9 - Mudanças na Área SA *South Atlantic* CPC/NCEP/NOAA: 1950-2005

No mesmo contexto, consideremos agora Área bem mais extensa, que corresponde ao box (ou “caixa”) SA=0°-20°S’30°W-10°E, conforme delineada na Figura 15.

Nesta área SA, para o primeiro semestre, foram obtidas diferenças pouco significativas em maio ($p=0,035<5\%$) e novembro ($p=0,032<4\%$).

Contudo, no segundo semestre, as diferenças mostraram-se significativas em julho ($p=0,007$), setembro ($p=0,007$), outubro ($p=0,0084$) e dezembro ($p=0,005$). Em agosto, com ($p=0,01=1\%$).

Veja-se pois no Gráfico 36 para os intervalos de confiança nas quatro classes ao longo de 1950-2005, com relação à TSM/SST do mês de dezembro, na referida área do Atlântico sul.

No caso, valerá à pena aplicar um teste de diferenças múltiplas na análise de variância, muito embora se tenha denotado, em termos gráficos, um aumento progressivo e nítido, das temperaturas médias, com respeito às quatro classes consecutivas. Ou seja, pela mera inspeção dos “intervalos de confiança”.

Mediante um teste menos exigente (95% da LSD), passam a ser caracterizados dois grupos “homogêneos” que se superpõem: {0 1} e {1, 2, 3}. De sorte que uma diferença significativa existe entre as classes 0 e 2, bem como entre as classes 0 e 3. Através de prova mais exigente, como o teste clássico de Scheffé, os grupos homogêneos passam a ser {0, 1, 2} e {1, 2, 3}. Assim, uma diferença significativa existirá apenas entre as classes 0 e 3.

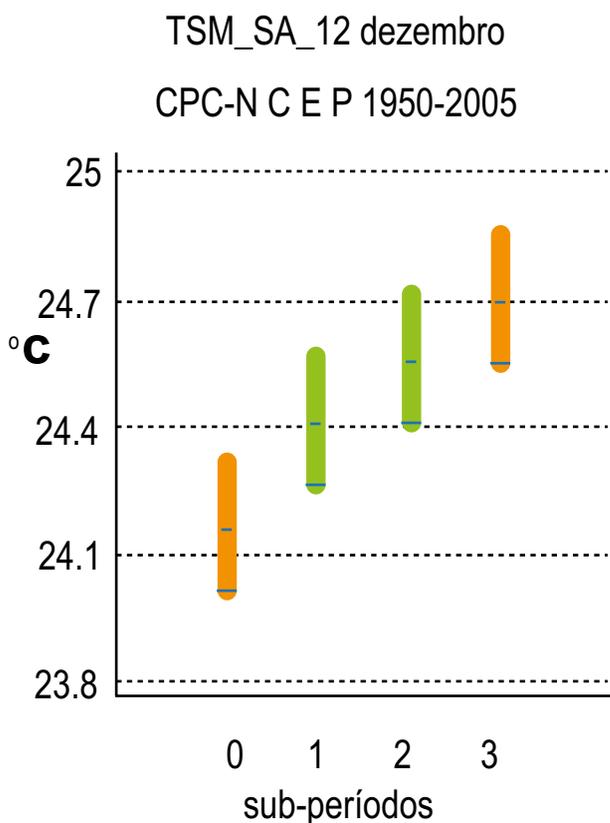


Gráfico 36 - TSM/SST na Área AS = *North Atlantic* CPC-NCEP-NOAA - Intervalos de Confiança de TSM_SA_12 (em Dezembro), com respeito ao Subperíodos: 0,1,2,3 em 1950-2005. A Classe “0” é Todo o Intervalo 1950-63

Fonte: Xavier e Xavier (2005).

7.3 - Ciclos Sazonais e Interanuais da TSM/SST

Considera-se agora a questão dos ciclos sazonais nas Áreas A, B, C, D e G, conforme o Gráfico 37 seguinte.

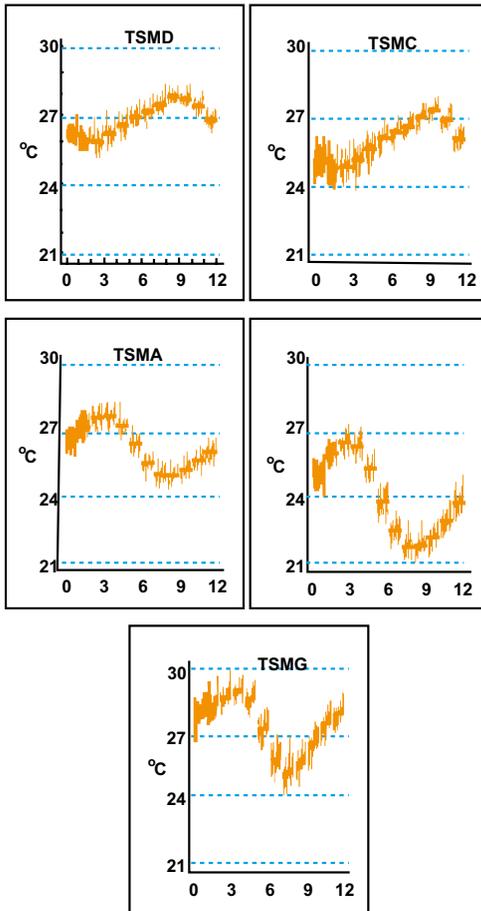


Gráfico 37 - Ciclos Sazonais (*Seasonal Series Plots*) para as Médias da TSM/SST nas Áreas D, C (Bacia do Atlântico Intertropical N), nas Áreas A, B (Bacia do Atlântico S) e G (Golfo da Guiné)

Fonte: Xavier e Xavier (2005).

Aqui, se utiliza recurso usado no *Capítulo 6* anterior, *secção 6.4.1*, para análise conjunta dos ciclos sazonais e interanuais, isto é, o *Seasonal Subseries Plot* - do Programa *Statgraphics/SGPLUS*, que se destina a representar as diversas variáveis e flagrar possíveis variações ou mudanças em níveis mensais, ao longo dos vários anos consecutivos.

Um fato curioso, mas explicável, é que a variabilidade sazonal no Golfo de Guiné, a qual, em termos latitudinais, pertencente à bacia norte, comporta-se como nas áreas A e B (da bacia sul). Basta, de fato, olhar para os três últimos gráficos do Gráfico 37. Por outro lado, conforme Xavier e Xavier (1997), nota-se que:

(i) A Área G (Golfo de Guiné) é como se estivesse “sequestrada” do hemisfério norte, por estar encravada sob a “axila” da África, conforme mostrado na Figura 14. Ou seja, sem uma influência direta dos alísios do norte;

(ii) Além disso, a ZCIT/ITCZ, que, de fato, se comporta como um “equador funcional” separando os regimes eólicos dos dois hemisférios, dificilmente desce até penetrar no Golfo de Guiné. Pois, na sua migração para o sul da linha equatorial, sempre progride em diagonal, presa como por uma “charneira” ou “dobradiça” semimóvel à costa proeminente da África equatorial, geralmente acima da latitude zero.

De fato, a “charneira” ou “dobradiça” a que já se referiu poderá ser apreciada através de uma figura do próximo Capítulo 8, mostrando as posições médias da ZCIT-ITCZ, no Atlântico, de janeiro a junho de 1974.

7.4 - Análise Exploratória da Variabilidade Sazonal e Interanual no Atlântico intertropical

Empreende-se agora uma análise exploratória com respeito a variações e/ou mudanças climáticas no Atlântico intertropical, utilizando recursos gráficos da “linguagem” (ou *software*) R.

Além das subáreas anteriormente mencionadas, acrescentaram-se as subáreas C3 e D3 situadas entre 20° e 30°N (acima, ou ao norte, das Áreas C2 e D2, resp.). O período 1964-2005 para dados da TSM/SST separa-se em quatro classes consecutivas, (1)(2)(3)(4), de 10,11,10 e 11 anos, resp.

Em cada gráfico, são representadas, simultaneamente, as variações e/ou mudanças detectadas de junho a dezembro, em cada uma das subáreas.

Para esse fim, adaptaram-se procedimentos da função *matplotlib*, bem como, tornou-se necessário reorganizar os dados da TSM/SS no Atlântico através de programas em TURBO-PASCAL e/ou *scripts* em R, pois os programas antes utilizados não levavam em conta estas novas áreas C3 e D3.

Ao contrário de procedimentos clássicos já previamente empregados, como a Análise de Variância e a Regressão, o recurso que se vai utilizar não comporta a determinação de probabilidades de erro, ou seja, que forneça uma significância estatística para cada instância. Envolve, com efeito, uma “análise exploratória”, de ordem visual.

Em decorrência disto, recomenda-se cautela na interpretação dos resultados. Por outro lado, em princípio, deveriam receber uma complementação através de outros procedimentos.

A metodologia aqui proposta vai aplicar-se à análise de variações conjuntas das médias das TSM/SST em áreas e subáreas do Atlântico intertropical, combinando entre si os seguintes critérios de localização espacial, de acordo com a dicotomia a seguir indicada: (i) Nas proximidades da costa africana ou das costas das Américas; (ii) Nas duas bacias N (norte) ou S (sul) do Atlântico.

7.4.1 - Variações conjuntas das TSM/SST médias em subperíodos consecutivos próximos à África

No Gráfico 38, temos a variação conjunta das temperaturas mé-

Aplicações de Modelos e Técnicas na Detecção de Variabilidade no Clima e Extremos

dias de junho a dezembro na Área G (Golfo da Guiné, em subperíodos consecutivos, (1)(2)(3)(4), de 1964 até 2005. Lembremos que a Área G (Golfo de Guiné) é vizinha e colada à Área C situada mais a leste. Ambas estendendo-se, em termos latitudinais, entre zero e dez graus norte.

o Gráfico 38, denota-se, claramente, que as médias em junho, julho, agosto,, dezembro, no Golfo de Guiné, crescem nos últimos subperíodos (3)(4), comparando-os aos dois primeiros (1)(2). A variação total chegando a cerca de 1°C entre as médias do primeiro para o quarto subperíodos.

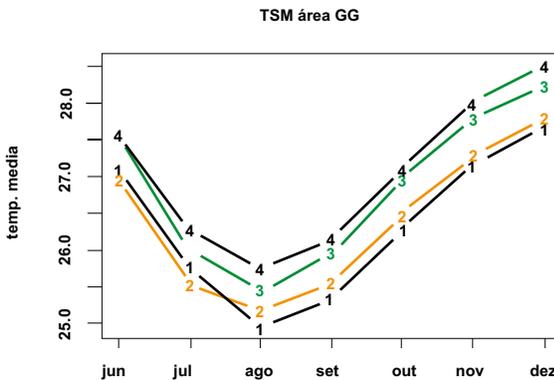


Gráfico 38 - Variação das Médias nos Subperíodos Consecutivos (1) (2) (3) (4) de 1964-2005, de Junho até Dezembro, na Área G (Golfo de Guiné)

Fonte: Xavier, Xavier e Alves (2006).

Finalmente, no Gráfico 39 comparam-se as variações sazonais das Áreas C1, C2, C3 e G (Golfo de Guiné), ainda de junho a dezembro.

Todas essas áreas localizam-se na proximidade da costa da África. Para melhor entendimento, faz-se necessário examinar como se com-

porta a Área B1, também do ponto de vista sazonal, conforme se verá Gráfico 40.

Cabe mencionar que os ciclos sazonais das Áreas B1 e B2 são semelhantes, embora se denote deslocamento do mínimo da TSM/SST. Para B1, dá-se em agosto, ao passo que, para B2, dá-se de setembro a outubro. Omite-se, porém, a figura referente a estas subáreas B1 e B2.

Os gráficos precedentes, mostrando o comportamento sazonal para as várias áreas consideradas, com respeito aos quatro Subperíodos (1)(2)(3) e (4) de 1964-2005, foram construídos mediante a “Linguagem R”. Construíram-se análogos gráficos, considerando 6 (seis) subperíodos, porém aqui omitidos.

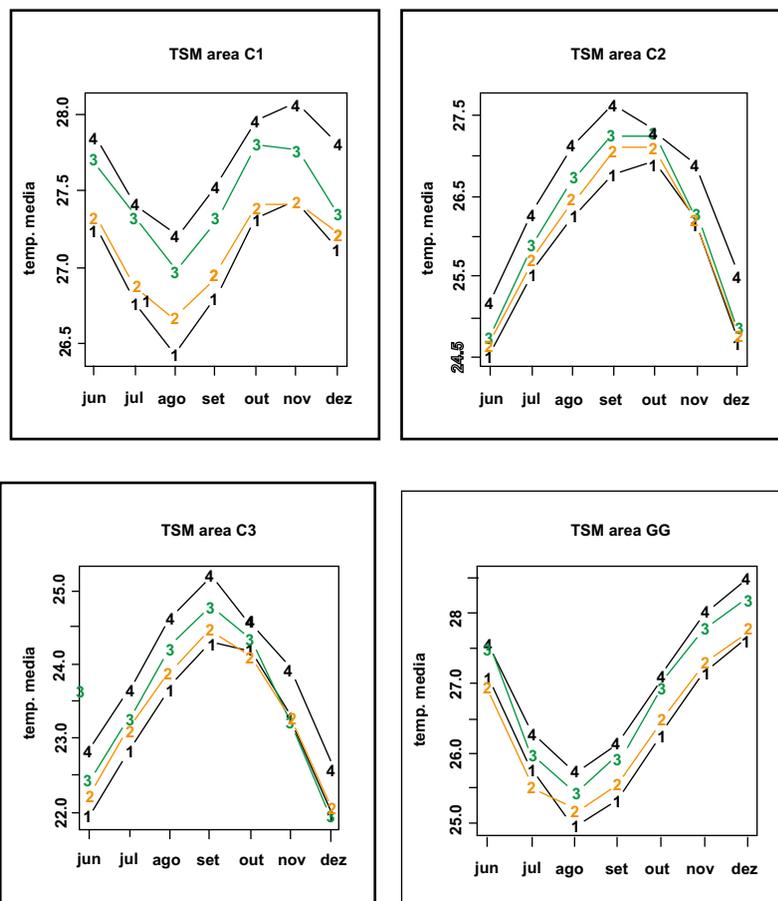


Gráfico 39 - Comparação das Variações Sazonais entre a Área G=GG (Golfo da Guiné) e as Áreas C1, C2 e C3 no Hemisfério Norte / Junho a Dezembro

Fonte: Xavier, Xavier e Alves (2006).

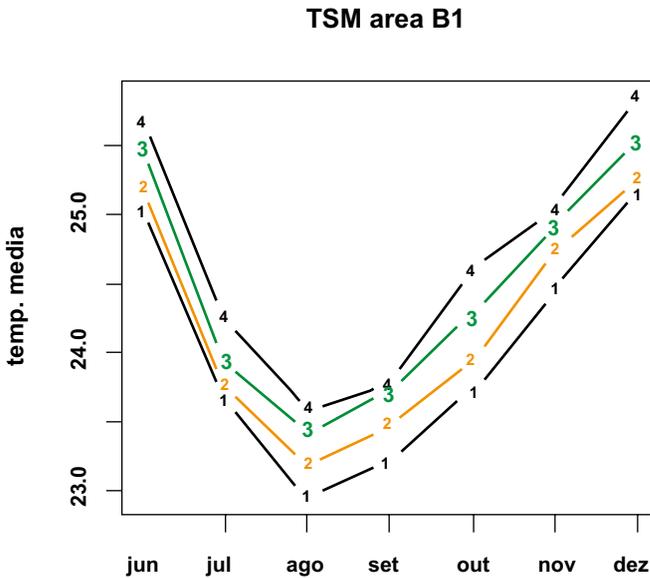


Gráfico 40 - Variação das Médias nos Subperíodos Consecutivos (2) (3) (4) de 1964-2005, de Junho até Dezembro, na Área B1 no Atlântico Sul

Fonte: Xavier; Xavier e Alves (2006).

7.4.2 - Variações conjuntas das TSM/SST médias em subperíodos consecutivos, próximo às Américas: (i) áreas D1, D2, D3 à costa das Américas no Hemisfério Norte, entre o equador e 30oN

Nos Gráficos 41 e 42, tem-se a variação conjunta das médias da TSM/SST de junho a dezembro nas Áreas D1 e D2, respectivamente; áreas essas que se estendem desde o equador até 20°N.

As linhas poligonais marcadas por (1)(2)(3)(4) referem-se às médias nos subperíodos consecutivos em 1964-2005, com 10,11,10,11 anos de duração.

Começa-se pela consideração da subárea D1 :

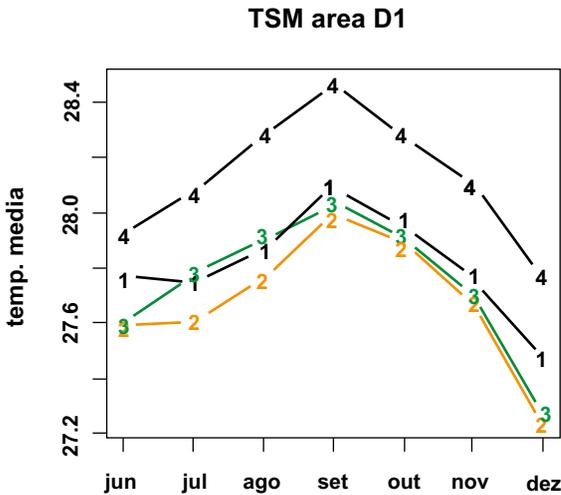


Gráfico 41 - Variação das médias nos subperíodos consecutivos (2)(3)(4) de 1964-2005, de Junho até Dezembro, na Área D1 no Atlântico norte, próximo às Américas

Fonte: Xavier; Xavier e Alves (2006).

Percebe-se claramente que, de junho até dezembro, não ocorreram variações notáveis nas médias da TSM/SST nos três primeiros subperíodos (1)(2)(3), com respeito a seu comportamento na Subárea D1.

Já no último subperíodo (4), ou seja 1995-2005, denota-se um aumento nítido das suas médias da TSM/SST quando comparadas às dos três subperíodos precedentes (1)(2)(3), nos meses junho, julho, agosto, setembro, ..., dezembro. Porém, olhando cuidadosamente a escala de temperaturas, a variação não é tão grande; em geral, não ultrapassando 0,5°C (meio grau Celsius) para cada um dos meses.

Caberia, porém, considerar as variações até 2006, ..., 2011, ... que poderiam ser objeto de trabalhos futuros.

A seguir, têm-se as ocorrências em D2:

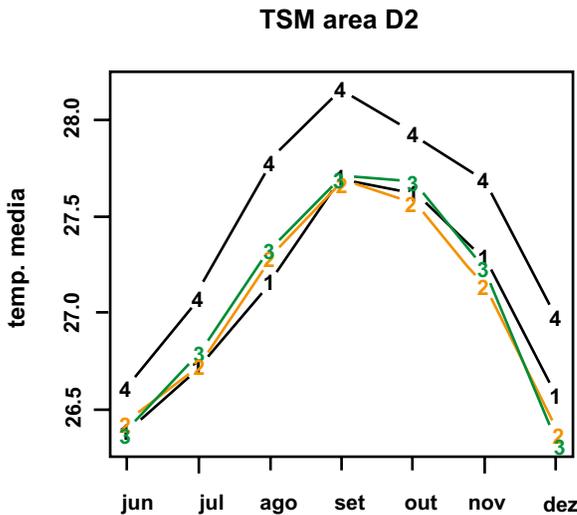


Gráfico 42 - Variação das Médias nos Subperíodos Consecutivos (2) (3) (4) de 1964-2005, de Junho até Dezembro, na Área D2 no Atlântico Norte, próximo às Américas

Fonte: Xavier; Xavier e Alves (2006).

Percebe-se que o comportamento das médias da TSM/SST de junho até dezembro, na Área D2, para os subperíodos (1)(2)(3)(4) de 1964-2005, é muito semelhante ao que ocorreu em D1.

Finalmente, para a Subárea D3, de 10°N até 20°N, os aumentos das médias da TSM/SST não são importantes, embora o comportamento sazonal seja análogo; a figura correspondente fica omitida.

7.4.3 - Idem, (ii) Área A1 adjacente à costa norte e Nordeste do Brasil, entre o equador e 10°S. E Área A2 adjacente à costa Nordeste do Brasil, entre 10°S e 20°S

Nas Áreas A1 e A2 as variações nas médias de temperaturas não

Aplicações de Modelos e Técnicas na Detecção de Variabilidade no Clima e Extremos são importantes, donde, os gráficos estão também omitidos.

7.4.4 - Comportamento de Máximos e Mínimos da TSM/SST em D1 (Atlântico N) e A1 (Atlântico S)

É curioso o comportamento dos máximos da TSM/SST na Área D1 do hemisfério norte, conforme Gráfico 43.

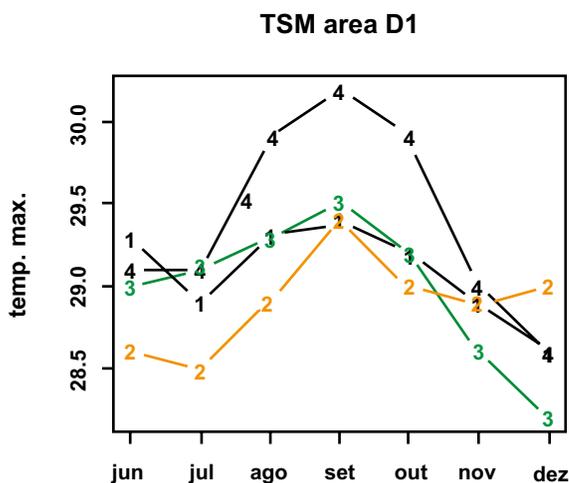


Gráfico 43 - Variação dos Máximos nos Subperíodos (1)(2)(3)(4) de 1964-2005, de Junho a Dezembro, na Área D1

Fonte: Xavier; Xavier e Alves (2006).

Com efeito, detectam-se máximos muito elevados de agosto a outubro, com respeito ao subperíodo (4), o que pode admitir um significado climatológico. Em setembro, ultrapassa 30°C. Cabe lembrar, porém, que tal resultado diz respeito ao período 1964-2005; donde, valeria à pena estender para um período atualizado.

Também é curioso o comportamento dos mínimos da TSM/SST na Área A1 no hemisfério sul, conforme Gráfico 44 :

TSM area A1

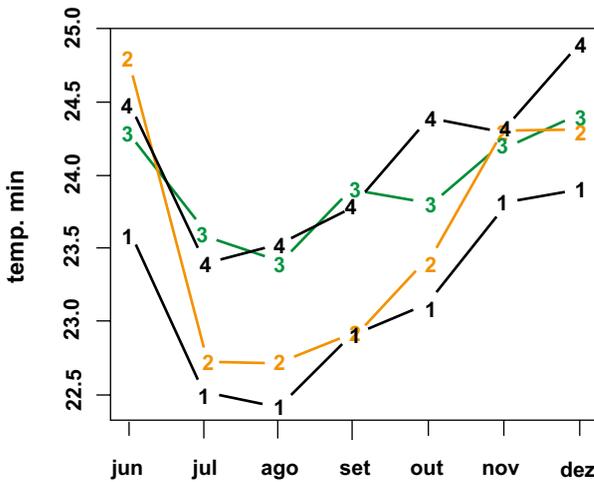


Gráfico 44 - Variação dos Mínimos nos Subperíodos (2) (3) (4) de 1964-2005, de Junho a Dezembro, na Área A1

Fonte: Xavier e Xavier (2006).

De fato, observa-se um aumento das temperaturas mínimas do mar em A1, de julho a dezembro, levando em conta os **subperíodos (1)(2)(3)(4)**.

Tais resultados, contudo, são difíceis de interpretar, por se tratarem de medidas extremas, não representativas das respectivas classes (ou subperíodos no tempo).

7.5 - Discussão

Em suma, as tendências de aumento das TSM/SST médias no Atlântico intertropical, verificadas inicialmente em áreas adjacentes à costa africana, passam também a ser reencontradas em áreas nas proximidades das Américas, embora não se mostrem tão “dramáticas” quanto nas primeiras.

Por outro lado, em vez de considerar a variação das médias, é possível analisar a questão em termos de tendências das medianas ou outros quantis, bem como, aprofundar a análise das variações dos máximos e mínimos em subintervalos consecutivos. Demais, uma análise mais detalhada dos ciclos sazonais exigiria a obtenção dos gráficos respectivos, com as variações desde janeiro até dezembro,

Interpretações diversas já foram examinadas em termos de seus possíveis impactos climáticos (nas chuvas, na atividade ciclônica etc.), embora caibam alguns adendos.

Cabe lembrar que cerca de 60% das tempestades tropicais no Atlântico norte e 85% dos maiores furacões originam-se de ondas atmosféricas (*easterly waves* “ondas de leste”) que se propagam da costa da África, primariamente, entre 10°N e 20°N, na região *Main Development Region* (MDR), nas cercanias das ilhas de Cabo Verde.

De fato os resultados que foram expostos, desde o artigo de 2000 no XI-CBMET, revelam a existência de um aumento importante da TSM/SST no Atlântico intertropical, principalmente nas adjacências ou junto da costa africana.

Note-se que as demais perturbações ciclônicas no Atlântico norte seriam providas de outras latitudes, mais baixas, entre o polo e 20°N. Veja-se, a respeito, Goldenberg et al. (2001).

Assim, os aumentos da TSM/SST constatados nas subáreas C1 e C2 e na área GG (Golfo da Guiné), na bacia norte do Atlântico intertropical, fornecem em parte suporte às observações sobre a intensificação da atividade ciclônica nessa bacia norte, com aumento do número e força dos furacões.

O aumento aqui constatado refere-se ao período de 1964 a 2005, mas resta a possibilidade de ser apenas o ramo ascendente de um pseudociclo de maior amplitude, de sorte que, no passado, possa ter

acontecido outro período de TSM/SST elevadas na bacia norte do Atlântico intertropical, próximo à África, coincidente a intensificações da atividade ciclônica. Isto mereceria ser analisado.

Ainda a respeito do papel da TSM/SST, Shapiro (1982) já referia que temperaturas elevadas junto à África precedem as estações de furações mais ativas. Conforme Shapiro e Goldenberg (1998), as TSM/SST mais elevadas podem, de fato, levar ao desenvolvimento das tempestades ciclônicas.

A estação dos furacões no Atlântico norte vai de maio/junho a novembro/dezembro, porém a maioria de julho a novembro, coincidindo com os meses em que a TSM/SST, nas áreas G e C=C1+C2, apresentam os aumentos mais significativos em termos de nossas análises. Além de coincidirem com a faixa do máximo sazonal das temperaturas da TSM/SST nessas áreas.

Mencione-se, ainda, missão da NASA, na África, para investigar a origem e o desenvolvimento de furações no Hemisfério norte. Trata-se de uma campanha desenvolvida em agosto/setembro-2006, nas ilhas de Cabo Verde, a 350 milhas da costa do Senegal e situada aproximadamente à altura de 16°N. Portanto, na área C2.

Finalmente, no hemisfério sul, também, “ondas de leste” são responsáveis por episódios de chuvas intensas no litoral leste do Nordeste brasileiro (zona da mata), que, em alguns anos, implicam em chuvas intensas de pós-estação no Semiárido nordestino, em particular no Ceará. Conforme: Xavier (2001).

Portanto, cabe ainda avaliar com mais detalhes o papel do aumento progressivo da TSM/SST na costa da África, ao sul do equador, donde se originam “ondas de leste meridionais” responsáveis por chuvas a partir de junho/julho, apx., na costa leste do NE brasileiro ou “zona da mata”, por vezes muito intensas e que ainda podem penetrar em áreas do Semiárido nordestino, em especial no Ceará.

Cabe mencionar que as “ondas de leste” que atingem o Nordeste setentrional (e o Ceará) têm-se tornado mais frequentes também ao longo de toda a estação chuvosa ou mesmo a partir dos últimos meses da pré-estação, nos anos mais recentes. Provavelmente, por intensificação desses ventos de leste, meridionais, que chegam a competir com os alíseos de nordeste, vindos do hemisfério norte. É questão merecendo ser examinada, a fundo, pelos meteorologistas.

Finalmente, deve-se referir que pesquisas e até pontos de vista, de certa maneira conflitantes, têm surgido, desde que o presente livro foi elaborado. Donde, cabe ao leitor analisar de maneira ponderada e minuciosa todas as questões aqui levantadas.

7.6 - Vulnerabilidade de Áreas Costeiras

Nesta última seção, não são mostrados e/ou discutidos resultados de pesquisa, pois se trata apenas de informações possuindo um caráter suplementar. Muito menos, ocorrerá um aprofundamento dessas questões, entre as quais a do possível aumento do nível do mar.

7.6.1 - Aumento do nível do mar

Uma tendência de aumento generalizado do nível do mar, segundo prognósticos do IPCC e diante de recentes constatações, como o degelo nos polos e resultados de medições efetuadas, decerto torna-se dificilmente contestável. Porém, tem sido questão explorada de forma exagerada pela mídia. E até por “especialistas”. Contudo, não se deseja aqui polemizar sobre o tema, donde não serão citadas fontes envolvendo evidentes incorreções, em especial, quando se tratar de uma suposta origem “científica”.

Entre tais exageros, cabe considerar a atribuição ao “aquecimento global” de eventos descritos de forma equívoca, como se fossem situações reais de “aumento do nível do mar”, tais como: a) efeitos de ressacas ou marés excepcionais; b) acomodação ou mudanças da linha de costa; c) subida aparente do nível do mar.

O que se designa como ressacas ou marés excepcionais raramente seriam tão extraordinárias, uma vez que podem ter acontecido no passado até com maior intensidade, embora o aquecimento que se constata no Atlântico intertropical, muito provavelmente, concorra para maior frequência de tais eventos, principalmente na costa leste do Nordeste brasileiro.

No caso de acomodações ou mudanças da linha de costa, trata-se, em parte, de fenômeno quase-cíclico de longo prazo, mas, também, em função de obras litorâneas diversas (obras portuárias, espigões etc.), que levam a alterações das correntes litorâneas e impedimento da reposição de sedimentos carregados. É a questão, por exemplo, da atual forte erosão em praias a oeste de Fortaleza-Ceará.

Finalmente, a aparente subida do nível do mar poder-se-ia relacionar a questões diversas, como “afundamento geológico” e/ou o “peso de edificações na orla” (verifiquem-se os casos de Santos-SP e Macaé-RJ).

Retornando aos prognósticos do IPCC apontando para um aumento significativo do nível dos oceanos em médio prazo, já a partir das próximas décadas, as alterações até agora detectadas são, contudo, em geral, ainda de pequena monta.

Em Bangladeche (*Bangladesh*), por exemplo, “avanços do mar” são usualmente citados. Mas não se dariam, ainda, pelo aumento significativo de seu nível real, porém em vista das próprias condições geográficas da região, com poucas elevações acima daquele nível e, também, pela ação de tempestades e marés impulsionando as águas oceânicas sobre sua costa, baixa e pantanosa. Bangladeche é palco de grandes desastres naturais, como inundações causadas por grandes marés, muitas vezes conjugadas a ciclones tropicais, cuja frequência chega a 15 ou mais, por década.

O ciclone de 1991, com a categoria 4 e um dos mais mortais já verificados, atingiu sua costa sudeste em 29 de abril com ventos da

ordem de 150 km/h. Além de provocar gigantesca onda que entrou terra a dentro com uma lâmina de cerca de seis metros de altura. Foram contabilizados mais de 135.000 mortos e dez milhões de desabrigados. Sem dúvida, deixa-se ao leitor, se lhe interessar, a tarefa de levantar ocorrências análogas mais atualizadas ou mais recentes.



Foto 7 - Vilarejos e Campos Inundados ao longo de um Rio em Bangladeche após o Ciclone de abril/1991

Fonte: Val Kempfs/U.S. Air Force/U.S. Gov., 01may91, public domain.

Obviamente, seria possível arrolar situações análogas em diversas outras partes do mundo, mas esta não é a finalidade. Por outro lado, com os dados atuais, torna-se muito difícil separar dois movimentos que poderiam atuar em simultaneidade, ou seja, a elevação real do nível do nível do mar e o movimento vertical do terreno. Este último podendo traduzir-se como um “afundamento” (*land sinking*) ou “subsidência” (*land subsidence*), decorrente de vários fatores, entre os quais uma fuga ou remoção de sedimentos e, finalmente, pelo movimento local, propriamente dito, da crosta terrestre.

A distinção entre os dois “movimentos” poderá ser mais bem entendida através do conjunto das duas pranchas na Figura 16 (a)(b).

(a) crustal motion / movimento da crosta

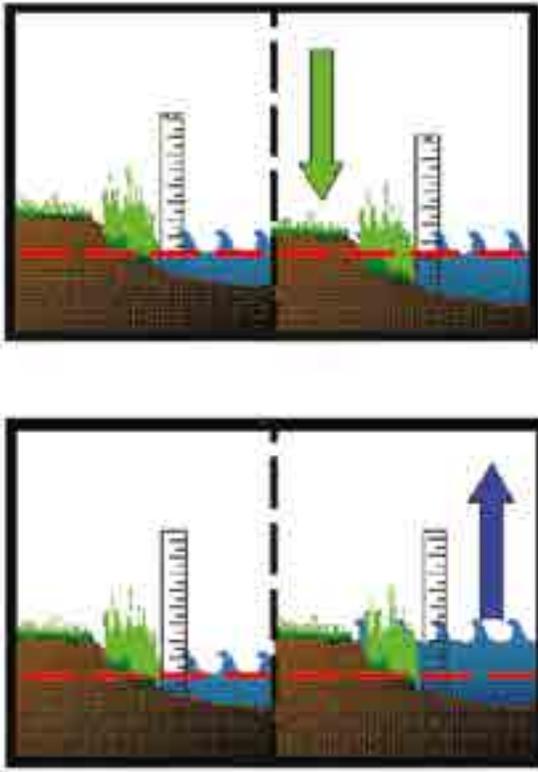


Figura 16 - *Ecosystem Health and Land Loss in the Chesapeake Bay / Variation in Sea Level: Tide Staff at Solomons Island*

Fonte: NOAA/NASA/NC State Univ./Maryland Univ./US Fish and Wildlife Service.

Na Figura 17, são apresentadas estimativas das tendências de aumento e/ou diminuição do nível do mar para todo o globo, no período de 1993 a 2008. Denota-se que as tendências não se distribuem de maneira uniforme em todos os oceanos. Em termos gerais, para o conjunto de todos os oceanos e através de uma inspeção visual da figura, os **valores médios** situar-se-iam entre 0 e 5 mm de aumento por ano.

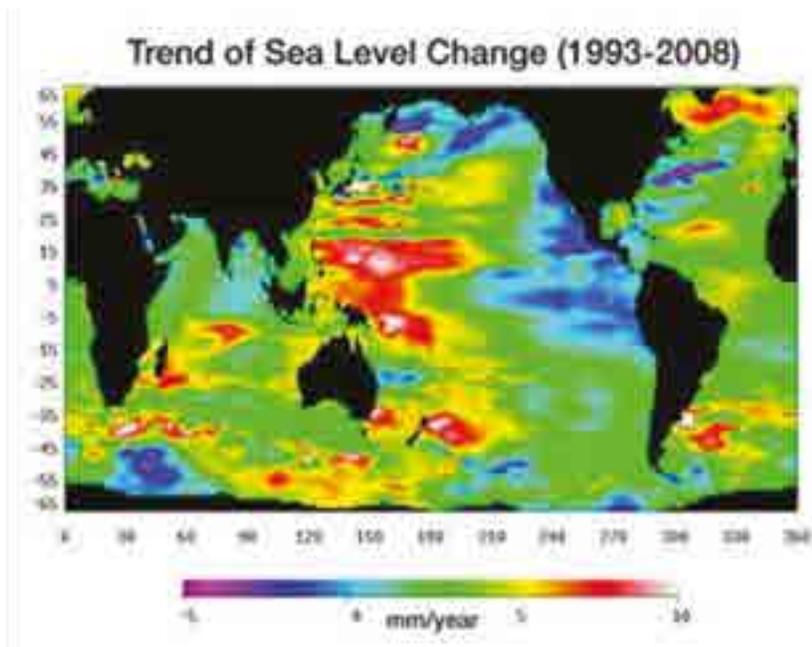


Figura 17 - Tendências de Aumento do Nível do Mar 1993-2008

Fonte: *Photo Journal* / JPL-Jet Propulsion Lab. / NASA - 31/vii/2008.

Mas há algumas áreas em que a variação média é negativa (até cerca de -5mm/ano), como no Pacífico, junto à costa intertropical oeste das Américas; e positiva (até $+10\text{mm/ano}$) também no Pacífico, ao norte da Austrália e ainda ao sul do Japão.

A imagem deve-se ao acervo de medidas para as alturas do nível do mar, obtidas com os satélites Topex/Poseidon e Jason/1, este último depois complementado pelo satélite Jason/2.

O aspecto mostrado corresponde a uma “fase fria” da Oscilação Decadal do Pacífico (ODP) (remete-se ao “Capítulo 9”). De fato, conforme a *caption* original dessa imagem, áreas em azul claro correspondem às áreas nas quais o nível do mar permaneceu relativamente constante desde 1993. As áreas de cor verde são aquelas de aumento moderado, entre zero e cinco milímetros por ano. Aquelas nas cores

Cap 7 - Aplicações II. Aquecimento do Mar e Vulnerabilidade de Áreas Costeiras

vermelho e amarelo, as regiões onde o aumento foi mais rápido, até dez milímetros por ano e, além disso, mais aquecidas. Quanto às regiões em azul escuro e púrpura, é onde o nível do mar diminuiu e, além disso, de águas mais frias.

Finalmente cabe referir que, além de dados obtidos por satélite, estão disponíveis os dados de estações maregráficas (*tide gauge stations*) costeiras, de uma rede mundial: The Global Sea Level Observing System (GLOSS) /JCOMM-WMO/IOC, num total de cerca de 289 estações. Ver Figura 18.

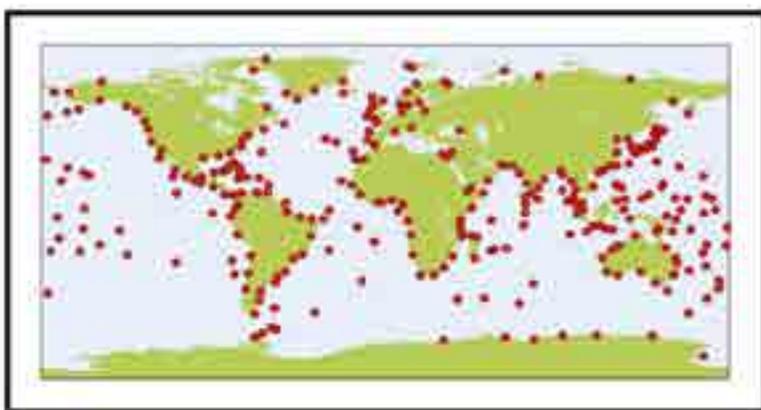


Figura 18 - Rede Mundial de 289 Estações Maregráficas

Fonte: GLOSS-Global Sea Level Observing System / World Meteorological Organization (WMO) 5-x-2011.

7.6.2 - Eventos na costa cearense e em Fortaleza-CE

Em toda a costa cearense incluindo Fortaleza-CE, vários eventos ligados a estragos causados pelo mar têm sido relatados, embora de menor porte destruidor, sem qualquer comparação ao que ocorre em outras regiões, inclusive no Brasil ou no restante do Nordeste brasileiro.

Aqui, se trata de vários fenômenos, relacionados com: 1] avanço e/ou retração da linha de costa, usualmente no longo prazo; 2] su-

Aplicações de Modelos e Técnicas na Detecção de Variabilidade no Clima e Extremos

perpopulação e ocupação ou uso indevido das faixas de praia e de manguezais; 3] intervenções envolvendo a construção de obras portuárias, espigões etc. Outros eventos podem ligar-se a tempestades no Atlântico norte, mas seria bastante longo e complexo discutir aqui tal questão.

Aliás, com respeito a desgastes por grandes marés, existe referência centenária para o Ceará. Citada na “Revista do Instituto do Ceará” (1901, p. 107-109, “A Grande Maré”). Nessa “nota”, a altura da maré foi estimada em 3,40m, referente a “estragos frente ao Passeio Público, Gasômetro e Cadeia”, o que “prova sua preeminência”. O evento ocorreu em 16/março/1891. A altura usual máxima da maré era então estimada da ordem de 2,50m. A “Cadeia” é a atual “EMCETUR-Centro de Artesanato”. Ver Foto 8.



Foto 8 - EMCETUR-Centro de Artesanato / Fortaleza-CE

Foto: Postal Turístico / Sem Finalidade Comercial.

A edificação da “Cadeia”, atual EMCETUR, permanece bastante acima da antiga faixa de praia, donde a maré poderia ter sido maior que 3,40m. Caberia ainda avaliar se outro fenômeno não se teria somado à “maré”, de sorte que explicasse sua excepcional “preeminência”.

Não se encontrou outro registro do fenômeno, além da referida “nota” (talvez resgatável de jornais da época). Decerto, caberia examinar o nível real acima do mar dessas edificações e se não foram afetadas após 1890 por intervenções diversas.

Porém, há fotografia posterior ao início do século, mostrando a Santa Casa de Misericórdia e logo abaixo dela a estrutura do “gasômetro”, na rampa dando para a praia. Por outro lado, a “cadeia” ficava no quarteirão ao lado da “Santa Casa”, logo, também em nível superior à estrutura do “gasômetro”.

Ora, a Santa Casa é um edifício que data da segunda metade do século XIX e nenhuma intervenção seria capaz de modificar seu nível, em relação a suas próprias fundações.

Por outro lado, a fotografia aludida mostra os dois pavimentos daquele hospital de misericórdia, ao lado do “gasômetro”. Como o andar superior só começou a ser construído no começo da década de 20 (em início de 1922), é claro que a referida foto lhe é posterior, comprovando que os referidos níveis devem ter permanecido os mesmos, ou seja, os atuais.

Há notícias de que o resto do gasômetro ainda persistia, pelo menos, até à década de 40 ou 50. Também não se encontrou registro de “subsidência” de maior porte afetando a área circunvizinha.

Cabe, porém, explicar que a antiga faixa de praia estava bem mais próxima das edificações então alcançadas pela “grande maré”. Ou seja, anterior à relativamente recente abertura da “Avenida Presidente Castelo Branco” (“Avenida Leste-Oeste”) e à construção do “Marina Park Hotel” e da Indústria Naval do Ceará (INACE).

7.6.3 - Eventos no Litoral Leste do Nordeste brasileiro

Decerto, em todo o litoral leste do Nordeste brasileiro, em es-

pecial na “zona da mata”, desde parte do Rio Grande do Norte até ao Recôncavo na Bahia, chuvas intensas trazidas por “ondas de leste” poder-se-ão associar a vagas mais poderosas impulsionadas pelo vento, capazes de provocar muitos estragos e até danos maiores em edificações e estruturas a beira-mar, principalmente se coincidirem com a maré alta.

No caso, eventual aumento do “nível do nível médio do mar” ocorrido naquelas costas e, além disso de pequena monta (que não se deve confundir com a subida da crista máxima das marés), corresponderia a componente pouco importante frente à ação das mencionadas vagas.

Este, evidentemente, é nosso ponto de vista. O fenômeno mencionado, aliás, é recorrente no Recife e em Olinda-PE, donde não se poderia interpretar como aumento propriamente dito do nível médio do mar, em que pesem afirmativas em contrário.

7.6.4 - Possíveis efeitos de tsunamis e terremotos

Nesta secção, tratamos de registros históricos de tsunamis/terremotos ocorridos nos oceanos Índico/Pacífico e Atlântico, com reflexos evidenciados e/ou possíveis na costa brasileira. Tais registros são importantes por indicar alguma vulnerabilidade nesse sentido.

Sumatra - Oceano Índico, 2004

Vejam-se, nesse contexto, as Figuras 19 e 20.

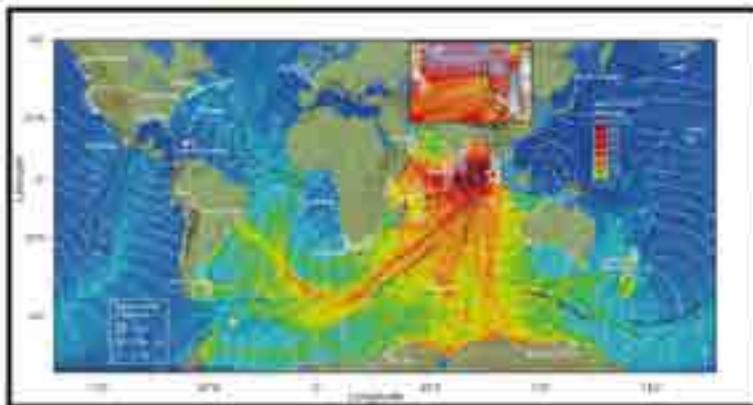


Figura 19 - “Amplitudes around the Globe / cm”

Fonte: Titov et al (2005), The Global Reach of the 26 December 2004 Sumatra Tsunami, Science, V. 309 (2045-2048)

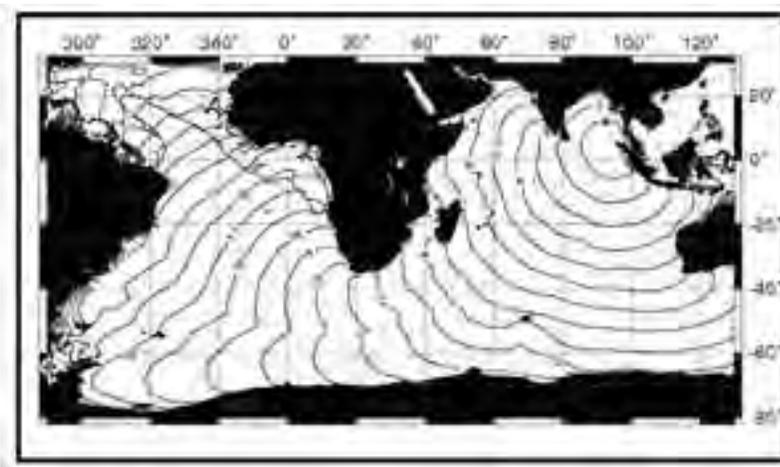


Figura 20 - “Horas de Chegada (Retardo) das Ondas do Tsunami”

Fonte: França e Mesquita (2007).

Há relatos de reflexos (aumentos súbitos, oscilatórios, do nível do mar) do tsunami de Sumatra ocorridos em diversos pontos da costa brasileira, sob os devidos retardos; como em: **Imbituba–SC; Paranaguá–SC; Cananeia, Santos, Ubatuba–SP; Baía de Guanabara,**

Tais eventos não serão aqui descritos ou analisados, pois tomariam muito espaço, mas batem muito de perto com as “simulações” expostas nas duas figuras precedentes. De fato, fenômeno análogo foi observado em **Aquiraz-Porto das Dunas-CE**, embora de diminuta amplitude, conforme o seguinte relato: Mar escuro sem qualquer ondulação, de uma altura aparente inferior à maré-baixa. Depois com uma subida lenta, porém perceptível, das águas. Embora não tenha sido mensurada em termos de tempo e amplitude. (XAVIER; XAVIER, 2011). (Apresentação em *power-point*, slide 31).

Lisboa - 1755

O tsunami de Lisboa, 1º-novembro-1755, atingiu vários pontos da costa de Portugal, Marrocos, Espanha, costa da Cornualha (Inglaterra), costa oeste da Irlanda, ilhas do Caribe etc. Tanto o terremoto que o precedeu e o próprio tsunami foram de grande porte e poder destruidor, causando enormes desastres e perda de milhares de vidas, especialmente em Portugal. As principais referências, embora omitidas aqui por motivo de concisão, constam da bibliografia deste capítulo.

Há relato de ter sido notado o efeito do tsunami na ilha de Itamaracá–Pernambuco (a 40km de Recife) e em Tamandaré–PE (a 114km de Recife) De fato, não se tem qualquer registro do *run-up* (medida da subida das águas) nesses locais, pois a costa do Nordeste, na época, era muito pouco habitada. (BRINSK et al., 2007).

Em fontes brasileiras, até agora, nada foi encontrado, exceto relato de revolta na Bahia contra taxas para a reconstrução em Portugal, após o desastre. (FERRO, 2009).

Por outro lado, veja-se também a Figura 21, com o *travel time map* do tsunami de 1º de novembro de 1755. Evidentemente, trata-se de mera “simulação”, sem o apoio de dados numéricos relativamente

Cap 7 - Aplicações II. Aquecimento do Mar e Vulnerabilidade de Áreas Costeiras

precisos datados da época de sua ocorrência. Ao contrário das “simulações” atuais, que recebem o suporte de dados de satélite, marégrafos e boias oceânicas. Cabe referir que o *travel time*, decerto, não indica a “altura” da “subida da água”. Não obstante, estaria de acordo com algum reflexo dessa ordem ocorrido em costas nordestinas.

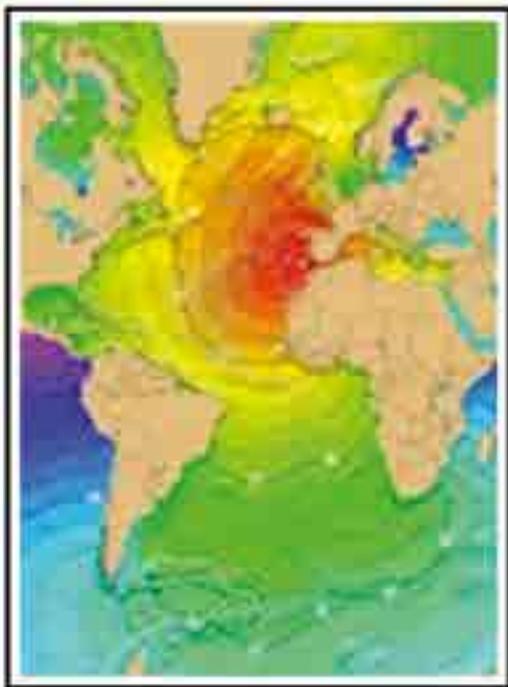


Figura 21 - *Travel Time Map* Tsunami, Lisboa, 1º Nov. 1755

Fonte: NOAA / NGDC-National Geophysical Data Center.

Nota: Para as secções: 7.6.2-Eventos ocorridos na costa cearense e em Fortaleza-Ceará e 7.6.4-Possíveis efeitos de tsunamis e terremotos, utilizou-se como base o material da palestra e respectivo pôster, de Xavier e Xavier (2011), “Aquecimento do Mar e Vulnerabilidade de Áreas Costeiras no Brasil”, IV Conferência Regional sobre Mudanças Globais - Memorial da América Latina, 05-07 abril 2011.

CAPÍTULO 8: APLICAÇÕES III: EVENTOS GEOFÍSICOS E CHUVAS NAS BACIAS

O tema deste Capítulo 8 refere-se a Interrelações entre Eventos ENOS(ENSO), a ZCIT (ITCZ) no Atlântico e a Chuva em Bacias Hidrográficas, consoante artigo publicado na Revista Brasileira de Recursos Hídricos (RBRH), em volume dedicado ao Semiárido nordestino (XAVIER et al., 2003). Bem como, ainda, levando em conta a possível interveniência de outros eventos de natureza geofísica. As aplicações, contudo, ficando restritas às bacias hidrográficas cearenses.

Para esta exposição, aproveita-se a versão incluída no Capítulo 3 da Apostila para o “Minicurso sobre Estatística Aplicada à Climatologia”, no IX Simpósio Brasileiro de Climatologia Geográfica (SBCG)-2010. (XAVIER; SILVA, 2010).

Consideramos aqui as Chuvas no Ceará e NE-Setentrional durante a chamada “quadra invernososa” [embora se trate do “verão austral”, i.e., no hemisfério sul], com relação a eventos ENSO-*El Niño Southern Oscillation*/ENOS-*El Niño* Oscilação Sul e às localizações geográficas da ZCIT-Zona de Convergência Intertropical/ITCZ-Intertropical Convergence Zone. Além da influência de outros eventos geofísicos.

Evidentemente, toda a metodologia aqui desenvolvida poderá ser, em princípio, aplicada às chuvas em outras bacias e regiões. Embora haja, decerto, a necessidade de adaptações, tendo em vista os sistemas atmosféricos atuantes, em cada caso.

Demais, quanto à maior ou menor interferência de sistemas transientes nas chuvas de uma dada região, o problema pode complicar-se, uma vez que fica difícil dispor de estatísticas apropriadas para certos desses sistemas ou, ainda, no sentido de se conseguir modelar, estocasticamente, tais transientes.

8.1 - Definição da Zona de Convergência Intertropical

A ZCIT-Zona de Convergência Intertropical é uma faixa de alta instabilidade atmosférica, pois os ventos que ali convergem ascendem às camadas superiores da atmosfera de sorte a originar um cinturão de nuvens identificável através de imagens de satélite.

Vê-se a seguir a Figura 22, devida a William Ferrel, uma das primeiras representações da “circulação geral” na literatura científica, na qual a ZCIT coincide com o equador geográfico. Isto sempre ocorreria sob a hipótese de absoluta simetria do globo terrestre, ou seja, com igual distribuição dos oceanos e dos continentes, além de uma posição invariável do nosso planeta com relação ao sol, com o eixo de rotação sempre perpendicular à eclíptica (plano da órbita terrestre em torno do sol). Condições de fato não verificáveis na prática.



Figura 22 - “Circulação Geral”, Ferrel (1859)

Fonte: Triplet e Roche (1986, p. 208 apud XAVIER, 2001, p. 329).



Foto 9 - William Ferrel (1817-1891)

Fonte: NOAA-Central Library, “*Photo1026*”.

As primeiras pesquisas de Ferrel (1856) referiam-se à Física Astronômica e sua interrelação com problemas de interesse oceanográfico. Assim, ele prova que a lua, através das marés oceânicas, origina um retardo na rotação da terra, embora tal efeito já tivesse sido esboçado pelo filósofo Emmanuel Kant uma centena de anos antes.

Por outro lado, Ferrel se interessou pelo estudo das correntes marinhas e sua interação com os ventos, em particular sobre sua confluência na zona equatorial, em termos de uma “circulação geral”, havendo publicado vários trabalhos sobre o assunto. O primeiro desses veio a lume em Nashville-USA, comportando outro esboço gráfico, semelhante à Figura 22: Ferrel (1856, p. 9),

Na Figura 23 dispõe-se de versão “moderna”, mais elaborada, do “modelo” original de Ferrel. Embora, de certa maneira, ainda algo esquemática.

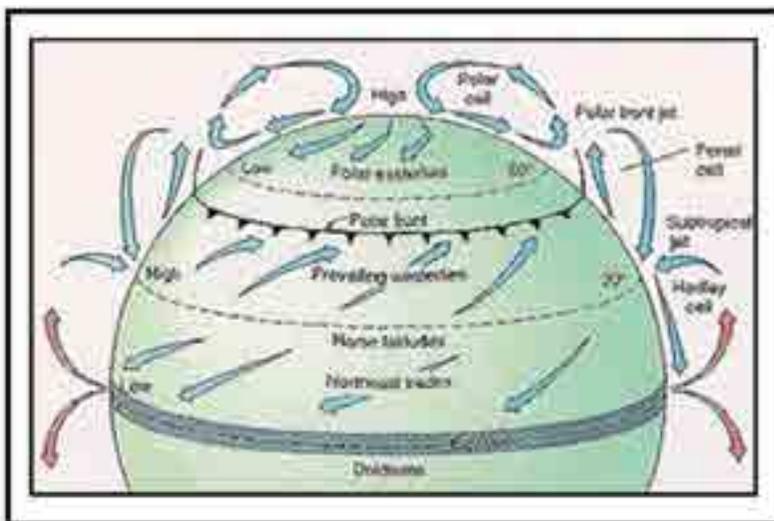


Figura 23 - Precipitação e a Zona de Convergência Intertropical

Fonte: PennState's Department of Geosciences / EARTH 105.

Uma Prancha análoga às de Ferrel encontra-se em publicações de *Matthew Fontaine Maury*, fundador da oceanografia e meteorologia navais norte-americanas, cujos trabalhos *Ferrel (1856, op. cit.)* menciona.

A atividade de Maury foi ampla e profícua em seu país e no exterior. Com a idade de trinta e seis anos assumiu o cargo de oficial responsável pelo serviço de cartas e instrumentação da Marinha norte-americana, logo mais intitulado *Naval Observatory and Hydrographic Service*, em 1842. Foi um dos primeiros a sonhar e defender a criação de uma “Academia Naval”, nos futuros moldes de *West Point*.

Por outro lado, M.F. Maury luta por um sistema internacional de meteorologia de que resultou a 1ª (primeira) conferência, em Bruxelas, 1853. Em poucos anos, os principais países com história marítima e com cerca dos 3/4 da frota mundial (Prússia, Espanha, Sardenha, a cidade livre de Hamburgo, Bremen, Chile, Áustria, Brasil e outros) iniciam a transferência de dados marítimos e terrestres, utilizando

Aplicações de Modelos e Técnicas na Detecção de Variabilidade no Clima e Extremos
padrões bem definidos, para o Observatório Naval por ele dirigido.

A principal obra de M. F. Maury foi *The physical geography of the sea and its meteorology*, Maury (1860). Cujas originalidade, nessa oitava edição, foi explicitar as relações íntimas existentes entre “os dois oceanos”: O oceano propriamente dito e a atmosfera. Logo, antecipando em cerca de um século as ideias “modernas” de “interação oceano-atmosfera”. Embora já antevistas em *Kosmos, 1845-1862*, conforme Humboldt (1949). Edições prévias do mencionado livro de M.F. Maury traziam o título *The Physical Geography of the Sea*; ver: Maury (1855), terceira edição. Cabe também mencionar livro de “divulgação”, direcionado às escolas: Maury (1864).



Foto 10 - Matthew Fontaine Maury (1806-1873)

Fonte: US Navy-Gov. United States / Public Domain.

Logo na abertura do *Capítulo I - The Sea and the Atmosphere*, de Maury (1860), lê-se:

Cap 8 - Aplicações III. Eventos Geofísicos e Chuvas nas Bacias.

Our planet is invested with two great oceans; one visible, the other invisible; one underfoot, the other overhead; one entirely envelops it, the other cover about two thirds of its surface [Nosso planeta é revestido por dois grandes oceanos; um, visível, o outro invisível; um sob nossos pés, o outro sobre nossas cabeças; um o recobrando por inteiro, o outro, cerca de dois terços de sua superfície].

Então: [...] *to treat of the Physical Geography of the Sea, we must necessarily refer to the phenomena which are displayed at the meeting of these two oceans* [...] para tratar a Geografia Física do Mar, necessariamente devemos referir aos fenômenos que ocorrem no encontro (ou interface) dos dois oceanos].

E ainda: *They are both in a state of what is called unstable equilibrium; hence the currents of one and the winds of other* [Encontram-se num estágio que podemos designar como de equilíbrio instável; portanto, entre as correntes de um e os ventos do outro].

Esta introdução, a partir de poucas frases, já nos dá ideia do estilo elegante do autor, sem prejuízo à profundidade dos temas científicos tratados, como se sucede ao longo dos diversos capítulos da obra, ao todo 22 (vinte e dois). Bem como, da riqueza dos indispensáveis levantamentos histórico-bibliográficos.

É curioso constatar que, no Ceará, o Senador Tomaz Pompeu de Sousa Brasil, Brasil (1877), cita intuitivamente os princípios propostos por M.F. Maury sobre o papel da “zona de convergência”, sobre as chuvas. Donde haver sido de todos os estudiosos do clima do Ceará, no final do sec. XIX, quem mais se aproximou do entendimento da principal causa das suas secas.

Vejamos a seguir a Figura 24, mais realística, pois representa o fluxo de vento sobre o Atlântico. A imagem original é em cores e, além disto, aqui “retocada” para ressaltar um esboço da linha de convergência dos alíseos nos hemisférios norte e sul, ou seja, a ZCIT-ITCZ.

Conforme: *Ocean Surface Wind by Quikscat, NASA-NOAA/JPL-Jet Propulsion Laboratory-California Institute of Technology*: “sea flux on space”, cortesia de *W. Thimoty Liu e Wenqing Tang*, citados por Xavier (2001, p. 341).

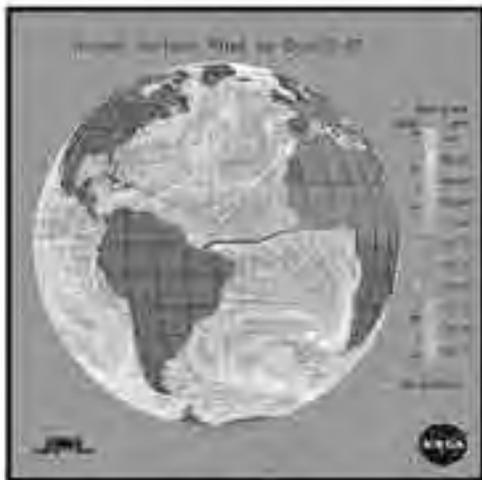


Figura 24 - ZCIT - Zona de Convergência Intertropical

Fonte: Liu e Tang, NASA-NOAA/JPL citados por Xavier (2001, p. 341)

Já a Figura 25 exibe a materialização da ZCIT-ITCZ como uma faixa de nuvens convectivas, vistas através de imagem de satélite de 21-25/03/1999, conforme “DMET-Departamento de Meteorologia - FUNCEME”.

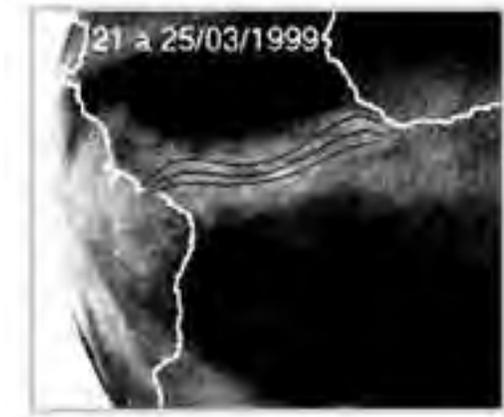


Figura 25 - ZCIT: Posição Média em 21-25/03/1999

Fonte: DMET-Departamento de Meteorologia - FUNCEME ZCIT.

De fato, não será discutido o aspecto do posicionamento da ZCIT no Atlântico (menos ainda no Pacífico e Índico), dia a dia, pois é questão muito complexa, envolvendo a interação com outros sistemas, inclusive transientes: ondas de leste, vórtices, frentes frias, linhas de instabilidade, monções etc. Além do mais, nem sempre se dispõe de uma sua imagem tão nítida.

Tampouco examina-se o aspecto de sua localização no interior dos continentes (América do Sul e África), sob influência do relevo. Em todos esses casos, sua posição é muito instável, inclusive em questão de horas, com variabilidade muito grande em função das mudanças nos fluxos de vento e interações com a orografia. A par de vários outros aspectos, sujeitos a controvérsias, entre os quais as diversas metodologias disponíveis para identificar a zona de convergência em áreas continentais.

Assim, vamos tratar, exclusivamente, sobre a Zona de Convergência Intertropical no Atlântico e seu posicionamento médio a partir da confluência dos alísios no oceano intertropical, em termos mensais.

Evidentemente, seria possível aplicar o mesmo método em escala

quinzenal ou, talvez, ainda semanal, se os respectivos dados quinzenais ou semanais médios do vento estivessem facilmente disponíveis.

A vantagem dessa metodologia reside em dois aspectos:

- 1] Levar em conta a definição clássica da ZCIT-ITCZ como lugar da *confluência dos ventos dos dois hemisférios*. De fato, uma confluência em baixos níveis e uma divergência em altos níveis. Os dois movimentos verticais ascendentes na zona equatorial restam evidentes na Figura 23 (conforme as duas setas em cor “laranja”, em ambos os lados dessa figura).
- 2] Permitir que seja obtida uma climatologia nítida desse fenômeno em função de óbvia “redução da variabilidade”, uma vez que se trabalha com posições médias mensais.

8.2 - Componente Meridional do Vento

Um conceito importante refere-se à Componente Meridional da Pseudotensão do Vento no Atlântico intertropical, ou seja, a componente N→S dos alíseos (no hemisfério norte) ou S→N (no hemisfério sul).

Note-se que a “pseudotensão do vento” equivale ao quadrado da velocidade do vento. Ver: Xavier e Xavier (1997, 1998) e Xavier et al. (1998). Por convenção, as componentes escalares N→S e S→N, respectivas, assumem sinais negativo e positivo. Por outro lado, não se considera aqui a componente zonal E→W ou W→E.

De fato, o enfraquecimento da componente meridional numa área adjacente à costa do NE brasileiro favorece a chuva na região. Demais, em relação com a migração da ZCIT ao sul da linha equatorial, donde, tornar-se importante nos modelos de previsão. Quanto à inversão do sinal da componente meridional ou sua anulação, demarca a posição da ZCIT no Atlântico.

Quanto ao Gráfico 45 mostra a evolução da componente WYA_

Cap 8 - Aplicações III. Eventos Geofísicos e Chuvas nas Bacias.

b1 (isto é, no bimestre b1= jan.-fev.), com respeito à chuva LIT3_qfm no Litoral 3 (litoral de Fortaleza) durante a “quadra chuvosa” fevereiro-maio.

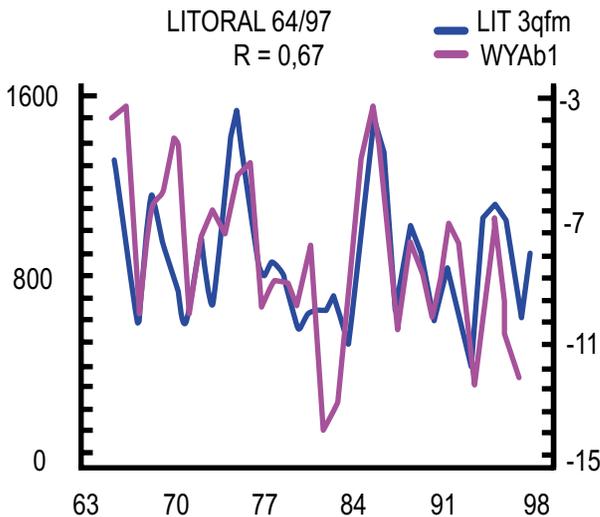


Gráfico 45 - Componente Meridional da Pseudotensão do Vento na Área A (Adjacente à Região NE) no Bimestre Jan./Fev. (WYAb1)'(-1) (magenta) e a Chuva Média no Litoral de Fortaleza na “quadra chuvosa” Fev./Maio (1964/97) (LIT3-qfm) (Azul)

Fonte: Xavier e Xavier (1998) e Xavier (2001).

Observe-se que WYA_b1 está multiplicada por (-1). Donde, com este recurso, as duas curvas evoluem do mesmo lado do gráfico, ficando mais fácil compará-las, entre si.

Já na Figura 26, a seguir, tem-se o estado da componente meridional na bacia do Atlântico em março/1974, ano excepcionalmente chuvoso, onde aparece nítido o enfraquecimento a que se vem de mencionar, na área pintada de “amarelo”. Quanto à ZCIT, encontra-se representada pela faixa @@@@ na referida figura. Assim,

nesse 1974, visualiza-se muito claramente a zona de convergência intertropical como uma faixa em diagonal, cuja extremidade oeste vai cair sobre a costa do nordeste, o que seria de esperar num ano muito chuvoso no Nordeste setentrional e, em particular, no Ceará.

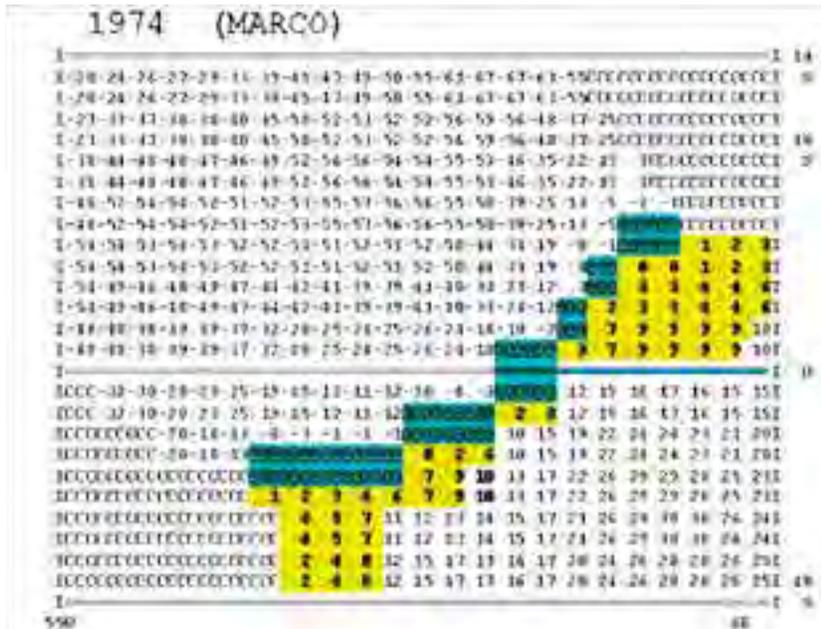


Figura 26 - Z CIT=@@@@@ em Março de 1974; 01234...= Áreas com Enfraquecimento da Componente Meridional do Vento

Fonte: Xavier (2001).

Mais adiante, aliás, na Figura 33, exhibe-se uma prancha mostrando o posicionamento da ZCIT, mês a mês, de janeiro a junho do referido ano

8.3 - Bacias Hidrográficas do Ceará

Para o que nos propomos, necessitamos de uma sinopse (resumo) da “rede hidrográfica do Ceará”, mediante o exame da carta geográfica mostrada na Figura 27 [em “amarelo”, comparecem as bacias com as quais trabalhamos].



Figura 27 - Bacias Hidrográficas do Ceará

Fonte: Estado do Ceará / FUNCEME citado por Xavier (2001, p. 345).

Pela carta, vê-se que, no Ceará há 11 (onze) bacias hidrográficas ao todo, inseridas na grande “Bacia do Atlântico Norte/Nordeste”. Entre estas onze bacias, está a de número 6 - “Bacia Metropolitana”, na Região Metropolitana de Fortaleza (RMF); a qual, de fato, comporta pequenas sub-bacias independentes. (XAVIER, 2001, p. 345).

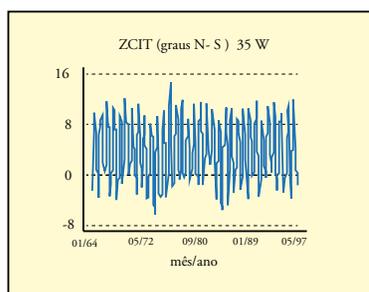
Característica da rede hidrológica cearense é os rios nascerem e desembocarem em seu próprio território, donde sua gestão caber exclusivamente ao Ceará. Excetuando alguns rios que nascem no Ceará, na fronteira com o Piauí, integrando a bacia do Rio Parnaíba.

8.4 - Variação Latitudinal da ZCIT-ITCZ

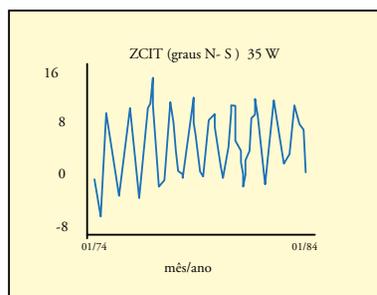
No Gráfico 46 está exibida a variação das posições latitudinais da ZCIT em graus N ou S (N=positivo; S=negativo) de janeiro-64 a maio-97, no meridiano 35°W. Este meridiano passa, aproximadamen-

Aplicações de Modelos e Técnicas na Detecção de Variabilidade no Clima e Extremos
te, pela “Ponta de Seixas” (Cabo Branco-Paraíba”) conforme a Figura 28.

Dispomos de técnica para detecção dessas posições a partir dos dados do vento. Ou seja, pontos onde se anulam as componentes meridionais dos alíseos nos dois hemisférios, no Atlântico intertropical, sobre cada linha longitudinal ou meridiano previamente escolhido.



(a)



(b)

Gráfico 46 - (a) variabilidade anual da posição da ZCIT, de 01/64 a 05/97, no meridiano 35°W; (b), tem-se um “zoom” de forma a se obter a variabilidade de 01/74 a 01/84 no referido meridiano.

Fonte: Xavier (2001, p. 351).



Figura 28 - Meridiano 35°W, apx. [Ponta de Seixas-PB = 34° 47' 30" W]

Fonte: Xavier (2001, p. 349).

Observe-se em (a), no Gráfico 46, que a posição média mensal da ZCIT no Atlântico intertropical mantém-se sobre ou ao norte da linha equatorial, com nítidas incursões ao sul dessa linha, em certos anos, as quais devem corresponder a episódios de chuvas excepcionalmente elevadas no Ceará e Nordeste setentrional.

Por outro lado, em (b) denota-se que no período 01/74 a 01/84, nos seus quatro primeiros anos, ocorreram incursões ao sul do equador, enquanto, nos anos a seguir, a tendência foi de curta ou nenhuma incursão. Os últimos cinco anos corresponderam ao período da “seca” 1979-1983. O curioso é que apenas em 82/83 foi um evento *El Niño* (aliás, muito forte), enquanto os demais anos, “neutros” no Pacífico Equatorial.

O conceito de *ano neutro* foi explorado por Xavier e Xavier (2002) e Xavier et al. (2007). Cabe lembrar que, por muito tempo, o assunto era raramente tratado na literatura nacional e internacional, com ênfase exclusiva nos eventos EN-El Niño ou LN-La Niña. Donde, resultavam erros frequentes, inclusive nas previsões, tendo em vista tal lapso. De fato, Xavier e Xavier (2002) mostraram que, nesses anos, há uma tendência de ocorrerem principalmente extremos (anos de seca, ou então, anos excepcionalmente chuvosos) donde um por-

Aplicações de Modelos e Técnicas na Detecção de Variabilidade no Clima e Extremos
centual mais baixo de anos normais.

De fato, no 2º semestre de cada ano, a partir de agosto em geral, a ZCIT fica paralela à linha equatorial e bem ao norte desta. De dezembro a janeiro, começa a “descer”, diagonalmente. Como se estivesse ligada a uma “dobradiça” na costa africana, acima do Golfo de Guiné, ao norte da linha equatorial (“dobradiça” esta que ainda pode resvalar um pouco ao longo da costa africana, para o sul).

Veja-se, pois, a Figura 29, com uma sequência de posicionamentos da Zona de Convergência Intertropical, de janeiro a junho de 1974, ou seja, ao longo do 1º primeiro semestre do referido ano. Lembrar que esse ano foi muito chuvoso no Ceará e em quase todo Nordeste setentrional. Seria, aliás, interessante dispor da evolução da ZCIT no 2º semestre do ano anterior, i.e., em 1973.

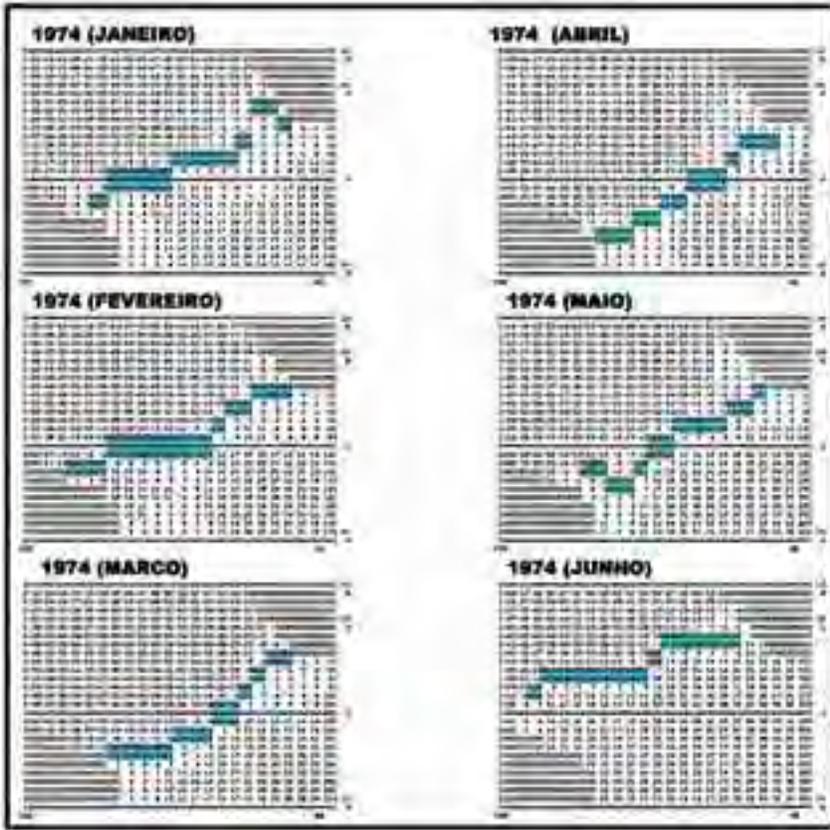


Figura 29 - Posição Média da ZCIT de Janeiro a Junho de 1974

Fonte: Adaptado de Xavier (2001, p. 317).

8.5 - Chuvas nas Bacias, ZCIT e ENOS/ENSO

No Gráfico 47 temos os Intervalos de Confiança da Chuva (em mm) acumulada na Bacia Metropolitana e na Bacia do Alto Jaguaribe, resp., em fevereiro-maio, como função dos Episódios ENOS/ENSO no Pacífico Equatorial (i.e., classes: -1=LN=*La Niña*, 0=neutro, 1=EN=*El Niño*).

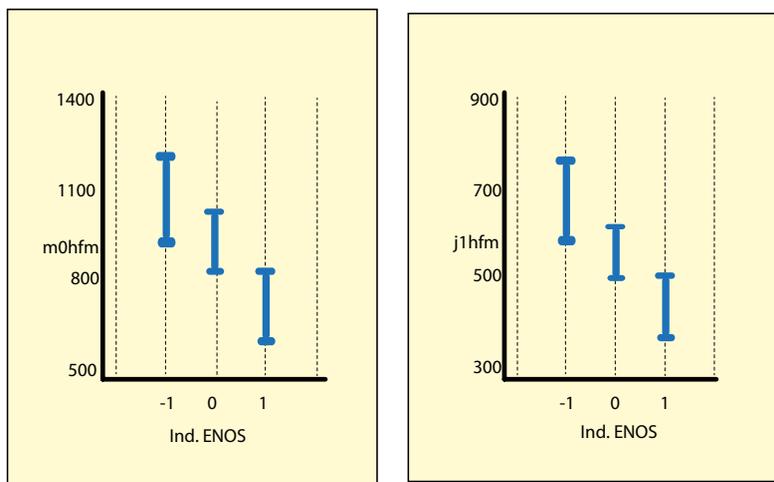


Gráfico 47 - (a) Bacia Metropolitana (RMF); (b) Bacia do Alto Jaguaribe (*)

Fonte: Xavier (2001, p. 355).

(*) Intervalos de Confiança (95%) da Chuva Média no Quadrimestre Fevereiro-Maio, nas bacias Metropolitana e Alto Jaguaribe, respectivamente, em função dos episódios: -1=LN=La Niña; 0=anos neutros; 1=EN=*El Niño*.

Conforme se percebe, pelo gráfico, resta claro que, desde anos de *La Niña* até anos de *El Niño*, passando por “anos neutros no Pacífico equatorial”, a média da chuva na “quadra chuvosa” (de fevereiro a maio) diminui progressivamente sobre as duas bacias. As “barras azuis” correspondem aos “intervalos de confiança”.

Notar, ainda, que o comportamento sobre as duas bacias mostra-se, na prática, idêntico. A menos dos totais médios de água precipitada (em *mm*), pois, sobre as bacias litorâneas (e serras), em geral chove mais. Por exemplo, a média na *Bacia Metropolitana* nos anos de *La Niña* é em torno de 1.100mm; no *Alto Jaguaribe* (sul do Ceará), em torno de 700mm. Basta verificar no Gráfico 47, (a) e (b).

A variação de comportamento da chuva de anos de *La Niña* para

Cap 8 - Aplicações III. Eventos Geofísicos e Chuvas nas Bacias.

os de *El Niño* trata-se de resultado bem conhecido ou já esperado. Mas o que se quer evidenciar é como o emprego da Análise de Variância vai tornar bem mais nítida situação, a qual, de outra forma, ficaria menos evidente e talvez difícil de “enxergar” com clareza. Análogos resultados ocorrem para todas as demais bacias.

Por outro lado, tal sistemática pode-se aplicar a situações análogas, para as quais não se tenha, previamente, informações conhecidas.

Já no Gráfico 48, fica indicado como se comporta a posição média da ZCIT/ITCZ, ao longo do *meridiano 37°W*, em função da ocorrência dos eventos *ENOS/ENSO* (este meridiano passa pela altura de Acaraú–CE, no “Litoral Norte”). Ora, da sua inspeção, fica está claro que, em anos de *LN=La Niña*, a posição média da ZCIT, na “quadra chuvosa”, localiza-se, apx. aproximadamente, entre 4 e 2 graus sul. Já nos anos de *EN=El Niño*, localiza-se em torno da linha equatorial.

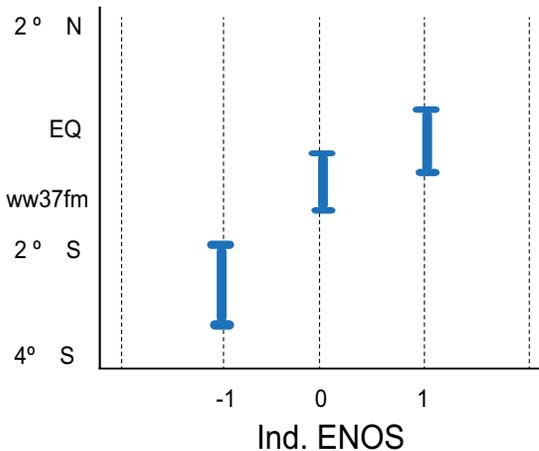


Gráfico 48 - Posição Média da ZCIT/ITCZ ao longo do meridiano 37°W, durante a “quadra chuvosa”=fev.-mai., em função da ocorrência de eventos -1=La Niña, 0=neutralidade, +1=El Niño; EQ=linha do equador

Fonte: Xavier (2001, p. 357).

Em outras palavras, a incursão da ZCIT/ITCZ ao sul da linha do equador é, certamente, modulada pelos eventos ENOS/ENSO, como aliás seria de esperar.

8.6 - Posição da ZCIT/ITCZ na Quadra Chuvosa em Anos indo de MS (Muito Seco) a MC (Muito Chuvoso)

No Gráfico 49, será analisada a questão de como se posiciona a ZCIT/ITCZ, na “quadra chuvosa”, em anos indo de MS = muito seco até MC = muito chuvoso; também com respeito à chuva acumulada sobre a Bacia Metropolitana em fevereiro-maio.

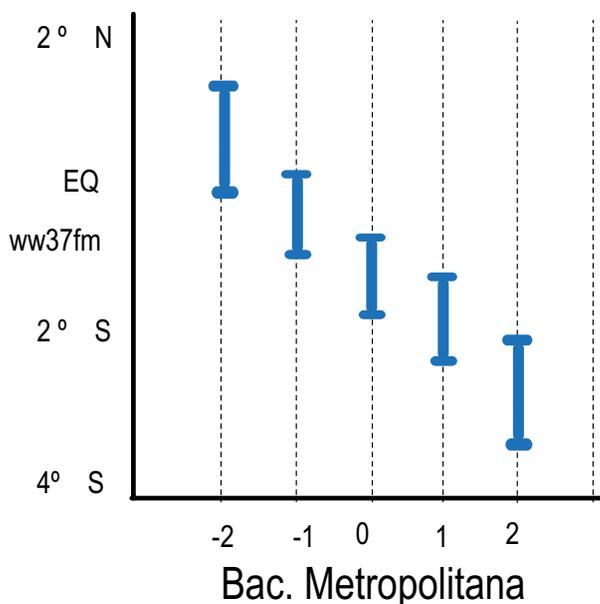


Gráfico 49 - Posição Média da ZCIT/ITCZ em anos com chuvas na Bacia Metropolitana, em fev./mai., em função das categorias - 2, -1, 0, +1, +2, i.e., MS=Muito Seco, S=Seco, N=Normal, C=Chuvoso, MC=Muito Chuvoso,

Fonte: Xavier (2001, p. 359).

Cap 8 - Aplicações III. Eventos Geofísicos e Chuvas nas Bacias.

Pela simples inspeção dessa figura, em anos na “classe” -2=MS=muito seco, com respeito à chuva acumulada sobre a Bacia Metropolitana, de fevereiro a maio, nota-se que:

A posição média da ZCIT varia, aproximadamente, de uma localização entre a linha do equador e a latitude de 2 graus norte.

Demais, em anos na “classe” +2=MC=muito chuvoso, varia entre cerca de 2 a 4 graus sul.

Mais uma vez, observe-se que, no gráfico, as latitudes “norte” são consideradas positivas, enquanto as latitudes “sul” são negativas. O leitor poderá extrair suas conclusões para as demais categorias, -1=S=seco, 0=N normal e +1=C=chuvoso.

Finalmente, examinamos o mesmo processo, porém em separado, para os seis meses consecutivos no decorrer do primeiro semestre, ou seja, aquele que engloba o quadrimestre mais chuvoso, o qual vai, de ordinário, de janeiro até junho.

Portanto, devem-se levar em conta as posições alcançadas pela ZCIT/ITCZ relativamente à linha equatorial, em cada mês, de janeiro a junho, segundo as categorias ou classes para a chuva (desde -2=MS=muito seco até +2=MC=muito chuvoso, passando pelas categorias intermediárias), consideradas na referida bacia durante todo o quadrimestre fevereiro-maio.

Lembremos que tais categorias para a chuva, para qualquer intervalo de tempo (mês, bimestre, trimestre etc.) são determinadas segundo a “técnica clássica dos quantis” consideradas no Capítulo 3.

Assim, as cinco categorias MS (muito seco), S (seco), N (normal), C (chuvoso) e MC (muito chuvoso) possuem como “separadores” os quantis de ordens 15%, 35%, 65% e 85%. Essa separação foi escolhida para o “modelo TEMPO DE CHUVA”, conforme Xavier (2001).

Remete-se agora ao Gráfico 50 seguinte:

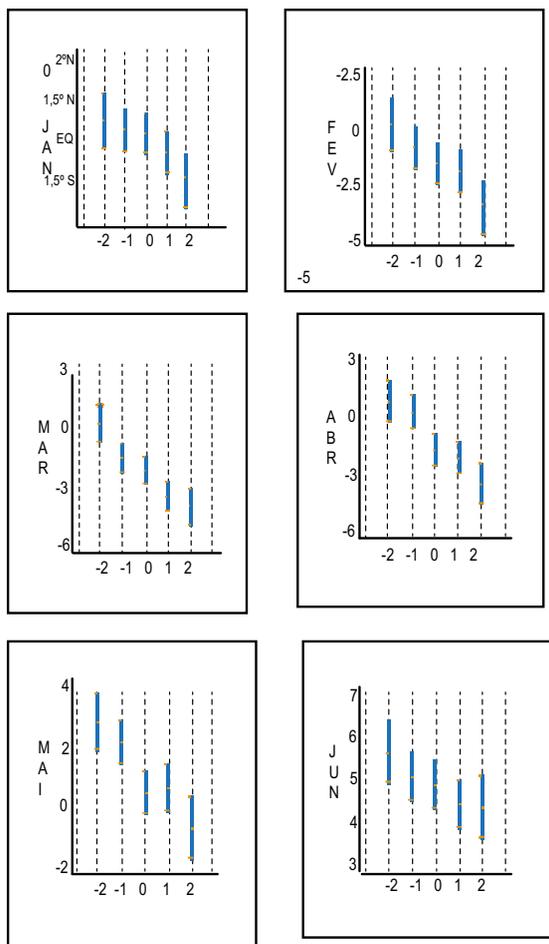


Gráfico 50 - Posições alcançadas pela ZCIT / ITCZ, com relação à linha equatorial em cada mês, de Janeiro a Junho, conforme a categoria da Chuva (desde -2=MS=Muito Seco até +2=MC=Chuvoso), acumulada no quadrimestre Fev./Mar. na Bacia Metropolitana, 1964-88

Fonte: Xavier (2001, p. 361).

Cap 8 - Aplicações III. Eventos Geofísicos e Chuvas nas Bacias.

Omitimos discussão sobre detalhes dessa última figura. Porém, vemos que, nos vários meses, de janeiro a junho, para anos MS, S, N, C, MC (ou seja, desde “muito seco” até “muito chuvoso”), a zona de convergência encontra-se primeiro em posições mais ao norte e progressivamente, a seguir, em posições mais ao sul, com relação à linha equatorial, respectivamente.

Deixamos de apresentar também outros resultados. Inclusive, para as demais bacias cearenses (Alto Jaguaribe, Salgado etc.), bem como a maneira como se dá a retração da ZCIT/ITCZ para o norte do equador, a partir de julho. De fato, na análise das várias figuras, conforme, aliás, foi anunciado, omitimos certos detalhes metodológicos e operacionais. Entretanto, vários desses detalhes já foram apresentados no Capítulo 5, sobre: Análise de Variância: Metodologias, Aplicabilidade e Exemplo Didático. Ao qual o leitor poderia retornar, se fosse o caso.

CAPÍTULO 9: APLICAÇÕES IV: A ODP O ATLÂNTICO E AS CHUVAS NO NORDESTE BRASILEIRO

Este **Capítulo 9** trata da “Oscilação Decadal do Pacífico (ODP)”/ *Pacific Decadal Oscillation* (PDO) e suas possíveis relações com eventos oceânicos, no Pacífico sul e Atlântico intertropical e, em especial, com chuvas no Nordeste setentrional e no Ceará - Brasil.

Cabe adiantar que a influência mais nítida da ODP/PDO refere-se ao clima da América do Norte, em função de grande amplitude das anomalias da Temperatura da Superfície do Mar (TSM)/”*Sea Surface Temperature* (SST)”. A par de importante papel na biodiversidade, em particular na flutuação das populações de salmão no Alaska, Canadá e no noroeste dos Estados Unidos.

Para a análise de **possível influência no Atlântico intertropical e na “quadra chuvosa” no Nordeste setentrional brasileiro**, em especial no Ceará, utilizam-se valores médios da ODP/PDO no período novembro-março, além de médias em bimestres e trimestres consecutivos.

Motivação inicial para pesquisas nessa direção destinava-se a examinar a procedência de notícias, então divulgadas na mídia, sobre chuvas muito intensas no Nordeste setentrional e no Ceará, em janeiro/fevereiro/2003, dever-se-iam a efeito da ODP. Porém, sem dispor do devido suporte investigatório.

Além disso, tal alegação parecia extemporânea, porquanto a ODP é fenômeno de persistência decadal (ou até multidecadal), donde seus efeitos, a rigor, não poderiam ser pontuais no tempo.

Há, de fato, trabalhos científicos que procuram comprovar algum papel desse evento sobre as chuvas no Brasil e, em particular no Nordeste. Mas nosso ponto de vista é que o sinal da ODP/PDO, embora aqui se manifestando, é em geral fraco, não assumindo, portanto, significado expressivo. Assim, trata-se de sinal amplamente suplantado

pelo do sistema ENOS/ENSO, donde decorre ser de mínima importância para eventuais modelos de previsão.

Por outro lado, cabe não se fiar muito irrefletidamente em correlações, nesse talante. Pois, à vezes, são fictícias e/ou decorrentes de mero acaso. Em outras palavras, não assumem de necessário maior significado, muito menos de causa e efeito.

Como base para este capítulo, registre-se, em particular, o artigo de Xavier; Xavier e Silva-Dias (2008) apresentado no **XV-SBMET**, além de dois outros trabalhos anteriores, por tratados em Xavier e Xavier (2004) e Xavier; Xavier e Alves (2006).

9.1-Índices da ODP-PDO

O Índice da ODP/PDO, de Mantua et al. (1997) deriva da primeira componente principal das anomalias da TSM/SST no Pacífico norte, entre 20°N e 90°N (polo), com valores mensais on-line a partir de janeiro/1900. Ver ainda Hare (1995) e Hare e Francis (1995).

Esse índice refere-se à oposição entre anomalias da TSM/SST na Costa oeste da América do Norte e o restante da bacia norte do Pacífico. De fato, a existência de uma variabilidade decadal e multidecadal no Pacífico Norte é documentada desde o final dos anos 80, como em Nitta e Yamada (1989) e Trenberth (1990).

Cabe referir que, além do Índice de Mantua (Washington University), está ainda disponível o Índice do National Climatic Data Center (NCDC)-USA, desde jan./1854, on-line, fundamentado em dados da ERSST-Extended Reconstructed SST ou “TSM” reconstruída e estendida”, da NOAA.

Cita-se também um índice anual, “reconstruído” a partir de dados dendroclimáticos, de 1661 a 1984: Biondi; Gershunov e Cayan (2001). Como, ainda, um índice “reconstruído” desde 1470: Shen et al. (2006). Não utilizados aqui, pois resultam de medidas indiretas, além da intervenção de fatores climáticos de difícil controle, pelo re-

Aplicações de Modelos e Técnicas na Detecção de Variabilidade no Clima e Extremos
cuo de centenas de anos. Embora mereçam este registro e até valesse alguma análise a seu respeito.

9.2- Características da ODP-PDO

É usual, na literatura, considerar o índice médio da ODP/PDO em novembro-março, envolvendo duas situações típicas, conforme está mostrado na Figura 30 nos termos da explicação que é apresentada a seguir:

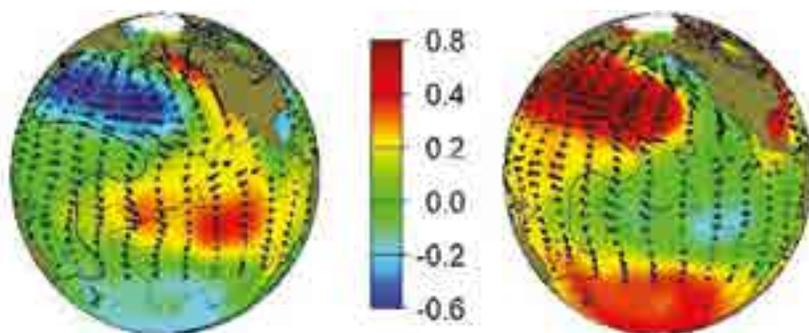


Figura 30 - Fases da ODP-PDO

Fonte: Mantua e PDO-Internet *Page*.

- 1 **fase positiva ou quente (+ , warm)**, exibindo anomalias positivas ao longo da Costa W (oeste) da América do Norte e negativas no restante da bacia do Pacífico Norte, desde apx. 20°N, na direção do polo. No caso, a forma de cálculo é que nos conduz a valores positivos;
 - 2 **fase negativa ou fria (- , cold)**, com anomalias negativas na Costa W (oeste) e positivas no resto da bacia.
- (*) Positiva na costa dos EUA e negativa na costa do Pacífico; no lado contrário.
(*) A situação fica invertida.

Há outra representação da “fase positiva”, com a qual são exibidas apenas as temperaturas no Pacífico Norte, conforme a Figura 31.

De fato, a ODP/PDO comporta-se como uma “gangorra” da TSM/SST entre a costa oeste da América do Norte e o outro lado do

Pacífico norte.

Da mesma maneira como o-“Índice de Oscilação Sul (IOS)”/ *Southern Oscillation Index (SOI)*” é uma “gangorra”, no Pacífico sul, quanto a variações da pressão atmosférica de superfície entre dois pontos a leste e oeste dessa outra bacia. Por exemplo, entre Tahiti, próximo à costa da América do Sul, e Darwin ao norte da Austrália.



Figura 31 - TSM/SST na Bacia do Pacífico Norte, na “Fase “Positiva” ou “Quente” (*Warm*)

Fonte: Mantua (2000).

Segunda característica da ODP-PDO é sua grande persistência, ou seja, as fases quentes (positivas) ou as frias (negativas) predominam por anos seguidos, inclusive por duas ou três décadas, a menos da ocorrência de poucas oscilações esparsas, em sentidos contrários.

Ao invés do que ocorre com o *El Niño*-Oscilação Sul (ENOS)/*El Niño-Southern Oscillation* (ENSO), cuja persistência é muito menor.

Por exemplo, um evento *El Niño-EN*, em geral ocorre isoladamente ou em dois anos consecutivos, conforme foi mostrado em Xavier (2001). Algumas vezes, três desses eventos alternando-se com

Aplicações de Modelos e Técnicas na Detecção de Variabilidade no Clima e Extremos
eventos *La Nina* (LN) e/ou com “anos neutros” observados no comportamento Pacífico equatorial.

De fato, mostra-se impróprio, com respeito a tais índices, qualquer referência a “comportamento cíclico”, pois, na verdade, são de natureza “quase-cíclica”. Aliás, “componentes cíclicas” extraídas dessas séries por técnicas de análise harmônica, espectral e outras, podem levar a “artefatos” ou “ficções matemáticas”.

Isso não significa que tais técnicas sejam sempre destituídas de importância científica intrínseca. Por exemplo, quando, para inter-relacionar eventos quase-cíclicos a outros de óbvio substrato cíclico (envolvendo ciclos estacionais, astronômicos etc.). Ou, se usadas em direção meramente especulativa, ou seja, para investigar “flutuações quase-periódicas”.

No Gráfico 51 será apresentada a variação da PDO/ODP, de 1900 até 2000, conforme USGS (2002), com seus dados numéricos suavizados mediante uma “janela móvel” com a largura de 15 (quinze) meses.

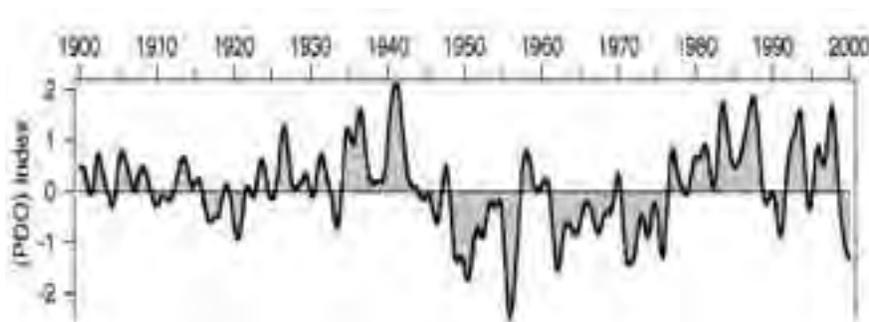


Gráfico 51 - Série Temporal da ODP para o Período 1900-2000, com a Ocorrência das Fases Positivas e Negativas do Índice

Fonte: USGS – US Geological Survey (2002).

No referido gráfico da ODP/PDO para 1900-2000, ficam nítidas:

(a) fases predominantemente positivas, **ou seja, nos intervalos** 1925-46 e 1977-99;

(b) fase predominantemente negativa de 1947-76, como mencionado em Mantua (1998).

Quanto a 1900-24, que seria uma primeira “fase negativa”, não transparece tão nitidamente no gráfico; decerto, por distorções no índice (sobre o que se deve pronunciar mais adiante). De fato, na literatura científica, não apenas em 1900-24, mas todo o período 1896-1924 é referido como sendo de “polaridade negativa”, predominantemente.

Conforme mencionado em Mantua et al. (1997), ocorre, portanto, evidência de reversões das polaridades prevalentes a sua oscilação, em torno dos anos 1925, 1947 e 1977.

A insistência em falar de fases “predominantemente” positivas (quentes) ou positivas (frias) é óbvia. Ou seja, ante a existência de subintervalos muito curtos, em cada uma das fases, comportando mudanças de polaridade. Assim, na “fase multidecadal negativa” 1947-76, ocorre curto subintervalo 1958-61, com reversão a valores positivos do índice. Além disso, de 1999 até 2007, ocorreu subintervalo inicial com valores negativos, seguido de outro com valores positivos.

O presente estudo não foi atualizado para todos os anos de 2008 a 2013, donde uma indefinição, para nós, do estado atual do índice. O leitor poderia realizar essa tarefa. De uma parte seria possível, porque os dados estão usualmente disponíveis na *web*. De outra parte, relativamente difícil, por exigir muita experiência no trato dessa questão, em especial quando se levam em conta reversões e/ou flutuações rápidas do índice e ainda a necessidade de empreender “suavizações” dos gráficos.

Veja-se, também, outra representação do índice no Gráfico 52,

Aplicações de Modelos e Técnicas na Detecção de Variabilidade no Clima e Extremos com as fases predominantemente quentes e frias.

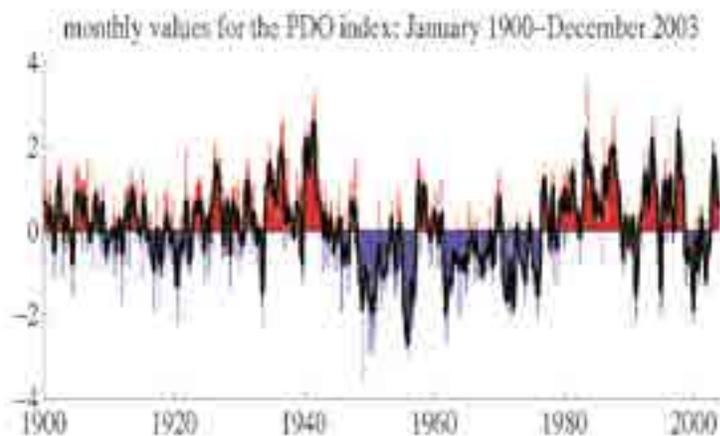


Gráfico 52 - Períodos Predominantemente “Quentes” ou “Frios” da ODP-PDO

Fonte: Mantua / PDO-Internet Page.

A variabilidade da TSM no Atlântico intertropical tem importante efeito na modulação do clima em áreas adjacentes. Pelo menos, cinco modos foram detectados para essa variabilidade, separados entre: modos no Atlântico Tropical Norte e Sul; modo equatorial; modo dipolo; e gradiente transequatorial. Conforme Servain (1991); Chang e Li (1997); Andreoli e Kayano (2004).

O modo equatorial exibe grande variabilidade interanual, enquanto o dipolo e o gradiente transequatorial mostram intensa variabilidade decadal. Mas a relação com a ODP/PDO não é muito evidente.

Huang e Shukla (1997) sugerem que a variabilidade intrassazonal da TSM, no modo equatorial, relacione-se com ondas oceânicas originadas de flutuações nos ventos de leste, enquanto o modo transequatorial (decadal) se origine de ajustes da circulação oceânica a variações de grande escala dos aliseos de NE/SE. Donde, a oscilação

de grande período do Atlântico pode não se relacionar diretamente à ODP/PDO.

9.3-Dados e Metodologia

9.3.1-Consistência entre índices da ODP/PDO

Com respeito aos dados da ODP/PDO, de fato trabalhamos com os Índices de Mantua/Washington University e do NCDC-National Climatic Data Center/USA.

Porém, uma questão preliminar a ser examinada diz respeito à consistência entre ambos, pois, do exame de suas tabelas numéricas (elas aqui estão omitidas), são observadas à primeira vista óbvias discrepâncias entre seus valores numéricos quando confrontados. Para dirimir tais dúvidas, foram calculadas correlações entre os índices, para cada um dos meses do ano, ao longo de 1900-2004, bem como para subintervalos, basicamente 1900-60 e 1950-2004.

Os resultados indicam que, de 1950 a 2004, ocorre concordância muito satisfatória das duas séries para cada um dos meses do ano, em vista de as correlações obtidas serem, em geral, elevadas, da ordem de $R=0,90$ ou mais. Além disso, com probabilidades de erro praticamente nulas, ou seja, $p=0,0000$.

Por outro lado, no subperíodo 1900 a 1960, denota-se menor concordância, pois são mais baixos os coeficientes de correlação calculados, indo desde $R = 0,5613$ (em março) a $R = 0,8690$ (em agosto).

De fato, as menores correlações encontradas no subintervalo 1900-1960 ocorrem para os meses de dezembro até abril. Ademais, com respeito a subperíodos ainda mais curtos, as correlações se tornam menores. Por exemplo, para 1900-1930, 1900-1940 etc.

No que se segue, essas questões serão examinadas de maneira bem mais detalhada.

Assim, na **Tabela 9**, são apresentados os coeficientes de correlação entre os dois índices, para cada mês (ou seja, de janeiro até dezembro), para todo o período 1900-2004 e para os subperíodos 1950-2004 e 1900-1950.

Tabela 9 - Correlações Mês a Mês entre o Índice de Mantua e o do NCDC, do ODP-PDO, para todo o Período 1900-2004, no Subperíodo desde 1950 e no Subperíodo até 1950

	1900-2004	1950-2004	1900-1950
JANEIRO	R = 0,7625	R = 0,9441	R = 0,5762
FEVEREIRO	R = 0,8340	R = 0,9186	R = 0,7599
MARÇO	R = 0,7509	R = 0,9159	R = 0,5613
ABRIL	R = 0,8491	R = 0,9416	R = 0,7431
MAIO	R = 0,8680	R = 0,9639	R = 0,7848
JUNHO	R = 0,8800	R = 0,9507	R = 0,8019
JULHO	R = 0,8725	R = 0,9574	R = 0,8578
AGOSTO	R = 0,8971	R = 0,9300	R = 0,8690
SETEMBRO	R = 0,8697	R = 0,9423	R = 0,8301
OUTUBRO	R = 0,8812	R = 0,9504	R = 0,8172
NOVEMBRO	R = 0,8290	R = 0,9158	R = 0,7137
DEZEMBRO	R = 0,7973	R = 0,8999	R = 0,7007

Fonte: Cálculos por Xavier e Xavier (2009).

Como se percebe, os valores menos elevados desses coeficientes, no intervalo 1900-1950, ocorrem para os meses de dezembro a abril. De fato, tornam-se ainda menores para intervalos mais curtos.

Nos Gráficos 53 e 54, as duas séries, de Mantua e do NCDC, são comparadas para 1900-1960 e 1950-2004, com respeito a JANEIRO. Note-se que, propositadamente, são subperíodos não-disjuntos ou *overlapping*.

Por outro lado, no subintervalo de tempo 1950-2004, que é mais recente, as duas curvas ajustam-se melhor, contrapondo-se ao que ocorre no subintervalo de tempo 1900-1960, mais recuado. Isso já seria de esperar quando comparamos as duas últimas colunas da re-

ferida tabela.

Aliás, no gráfico para 1900-1960 transparece de maneira bastante evidente uma discrepância ainda maior nos trinta primeiros anos, ou seja, de 1900 até 1930. Caso fossem calculados neste sub-intervalo os coeficientes de correlação entre as duas séries seriam ainda mais baixos.

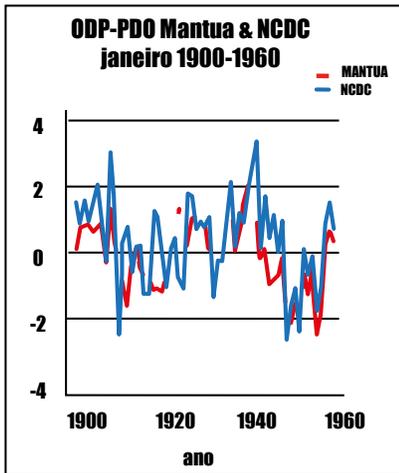


Gráfico 53 - Séries da ODP / PDO de Mantua e do NCDC, para Janeiro, nos Subperíodos de Tempo 1900-1960 e 1950-2004

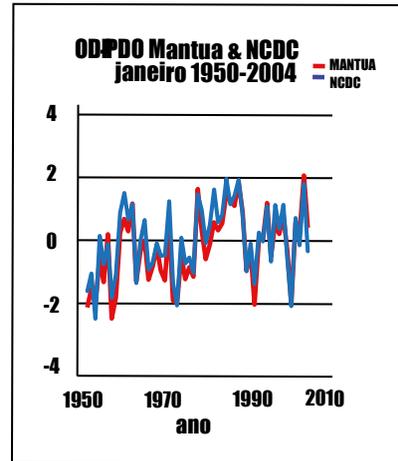


Gráfico 54- Séries da ODP / PDO de Mantua e do NCDC, para Janeiro, nos Subperíodos de Tempo 1900-1960 e 1950-2004

Fonte: Xavier e Xavier (2004).

9.3.2-Dados da TSM/SST no Atlântico e Pacífico

Para esses dados, examinar as áreas no Atlântico intertropical e no Pacífico equatorial, conforme as Figuras 32 e 33, com respeito às quais são coletados e/ou calculados os valores numéricos originais e os índices. Embora já presentes anteriormente (capítulo 7, as figuras 14 e 15), as mesmas são aqui reproduzidas para facilitar ao leitor mais rápida consulta e apreensão do presente texto.

Note-se que outras áreas no Atlântico e Pacífico são eventualmente citadas na literatura especializada, por autores. Porém, omitidas, além de não terem sido utilizadas e/ou comentadas.



Figura 32 - Áreas no Atlântico intertropical

Fonte: Xavier (2001, p. 47).

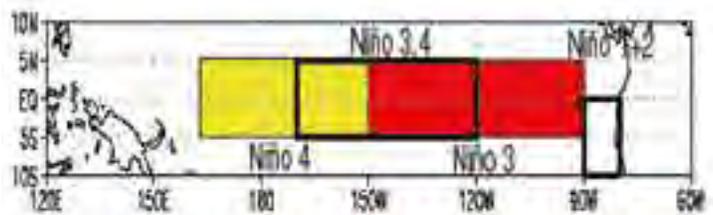


Figura 33 - Áreas no Pacífico intertropical

Fonte: NOAA-NCEP/CPC citados na Obra de Xavier (2001).

9.3.3-Dados de Chuva no NE-Setentrional e Ceará

Esses dados estão amplamente discutidos em Xavier (2001) e em diversos artigos, em termos de sua localização geográfica e quanto a

Cap 9 - Aplicações IV. A ODP, o Atlântico e as Chuvas no Nordeste Brasileiro

sua ocorrência em regiões climáticas homogêneas (ou quase-homogêneas), no Estado do Ceará. Onde, nos limitamos a apresentar as duas Figuras 34 e 35, seguintes.



Figura 34 - Situação Geográfica do Ceará

Fonte: Xavier e Xavier (2004).



Figura 35 - Regiões Pluviométricamente Homogêneas no Ceará

Fonte: Xavier (2001, p. 53).

9.4-Relatos de Impactos Diversos da ODP/PDO

Como já foi mencionado, a influência mais nítida da ODP-PDO refere-se ao clima da América do Norte. A par do seu papel na biodiversidade, em particular, na flutuação das populações de salmão no Alaska, Canadá e noroeste dos Estados Unidos.

De fato, está bem comprovada a influência das condições climáticas oceânicas no Pacífico, quanto à variação dos “estoques”, medidos por via da captura, das populações de salmão no Pacífico norte.

Assim, na fase multidecadal positiva iniciada em 1977 e que vai até aos meados da década de 90, pelo menos, ocorrerá aumento significativo na produção de salmão no Alaska e, em contrapartida, o decréscimo na costa noroeste dos Estados Unidos. Enquanto, numa fase negativa, dava-se o contrário.

Do ponto de vista do clima continental, em várias regiões do norte das Américas, de outubro até março, comportamentos opostos podem também ser denotados nas fases positivas e negativas da **ODP/PDO**, para diversas variáveis, tais como: temperatura do ar, precipitação, vazões etc.

Por exemplo, a precipitação no noroeste da América setentrional e nos Grandes Lagos acha-se geralmente aumentada (acima da média) nas fases positivas e negativas da ODP/PDO e diminuída (abaixo da média) na fase positiva. Há igualmente notícia sobre impactos na retração/expansão de geleiras.

Aqui, não houve a intenção de fazer levantamento circunstanciado ou completo de referências bibliográficas sobre tais ocorrências, por inexistir elo mais forte com os propósitos deste artigo, a menos, de eventuais aspectos metodológicos de certa utilidade.

A tal respeito são referidos aqui, portanto, somente alguns poucos trabalhos:

1º] Assim, sobre as relações entre os estoques de salmão e a ODP/PDO, veja-se Hare (1995); Hare e Francis (1995) e Mantua et al. (1997), já citados. Demais, são igualmente citados impactos em estoques de outras espécies marinhas ou fluviais, como o halibute o Alaska e Columbia-Britânica, cujas reservas podem ficar ameaçadas.

2º] Sobre o clima no norte da América do Norte, veja-se Mantua (2002); Vaccaro (2002) e Nigan; Barlow e Berbery (1999);

3º] Em particular, sobre os impactos nas geleiras, em termos de suas fases de retração ou de expansão, consultar Kovanen (2003) e Lillquist e Walker (2004);

4º] Demais, o impacto climático relativo a fases da ODP/PDO dar-se-ia também um impacto climático do outro lado do Pacífico norte, no continente asiático; conforme Chan e Zhou (2005);

5º] Também na literatura científica, consideram-se interrelações da ODP/PDO com eventos no Pacífico equatorial (ENOS/ENSO) e no Atlântico - Oscilação do Atlântico Norte (OAN) / *North Atlantic Oscillation* (NAO), entre outros índices climáticos e oceânicos;

6º] Finalmente, são vistas na literatura referências sobre eventos climáticos nas Américas Central e do Sul moduladas pela ODP/PDO, possivelmente. Ver Garcia (2006); Kayano e Andreoli (2006); Marengo et al. (2004); Pavia (2009) e Rebello (2006).

Quanto a supostas influências no norte do Nordeste brasileiro, cabem menções a Kayano e Andreoli (2006) e Silva (2007).

Todo o levantamento bibliográfico acima não é exaustivo, embora os trabalhos citados tragam referências suplementares. Decerto, valeria a pena atualizá-lo, pois, sem dúvida, acrescentar-se-iam outros informes, que, talvez, permitiriam novas conclusões.

Na verdade, numa pesquisa, caberia fazê-lo, à risca. Com efeito, na ausência de um levantamento criterioso, corre-se o risco de ape-

nas repisar trabalhos anteriores. Sem esquecer o lapso ético quanto à inobservância em não citar aquilo que, de relevante, já tenha sido produzido.

9.5-Resultados

9.5.1-A ODP/PDO e o Pacífico Sul

Embora nosso desiderato seja flagrar os possíveis sinais da ODP-PDO no Atlântico, precisamos antes analisar as relações entre o Pacífico Norte e o Pacífico Sul e Equatorial.

A ODP/PDO do Pacífico Norte descreve-se, por vezes, em termos de um *long-lived El Niño-like pattern*. Isto é, um padrão na modalidade *Niño*, porém de “longa-vida”. Donde, com características próprias que permitem distingui-la dos episódios ENOS/ENSO, uma sua contrapartida no Pacífico sul equatorial. De certa forma, a ODP/PDO guarda uma relação com esses últimos eventos, embora não tão estreita.

Assim, no período de 1964 a 2004, calculou-se o coeficiente de correlação entre o índice médio de Mantua para o intervalo novembro-março e a anomalia média da TSM/SST: 1] na área NIÑO 1+2 no mesmo intervalo, obtendo-se $R=0,43$, com probabilidade de erro $p=0,0005$; e 2] com a anomalia média da TSM/SST na área NIÑO 3/4, ainda no mesmo intervalo, obtendo-se $R=0,45$, com $p=0,004$.

As mesmas ordens de grandeza dos coeficientes de correlação foram ainda obtidos comparando a ODP-PDO em novembro-março com a TSM-SST nas áreas NIÑO 1+2 e NIÑO 3/4, em bimestres (do 1º ao 6º) e trimestres (do 1º ao 4º), ainda com respeito às suas séries, no período 1964-2004.

9.5.2-A ODP/PDO e a TSM/SST em áreas do Atlântico

Calculamos inicialmente os coeficientes de correlação entre a média do Índice de Mantua em novembro-março X médias da TSM-SST nas Áreas A, B, G, C e D, nos bimestres r6 (**novembro-dezem-**

bro do ano anterior), r1 (janeiro-fevereiro), r2 (março-abril), r3 (maio-junho) e r4 (julho-agosto).

Os resultados foram os seguintes:

1º] Para os bimestres r6 (nov.-dez.) e r1 (jan.-fev.) as correlações da ODP/PDO com as TSM-SST, nas diversas áreas do Atlântico, foram estatisticamente não significativas, pois suas probabilidades de erro mostraram-se superiores a 5%; o mais das vezes, bem maiores, podendo chegar a $p=97\%$.

Isto indica que o sinal da ODP/PDO é inexistente ou muito fraco no Atlântico, no decorrer dos dois bimestres r6=nov.-dez. e r1=jan.-fev. da pré-estação chuvosa;

2º] Para o bimestre r2 (março-abril), foram obtidas correlações positivas e estatisticamente significativas, embora apenas com respeito à **Área C (do Atlântico intertropical norte junto à costa da África)**, com coeficientes de correlação e probabilidades de erro $R=0,37$ e $p=2\%$; e na Área G (Golfo da Guiné), com $R=0,34$ e $p=4\%$.

3º] Para o bimestre r3 (maio-junho), **correlações significativas com respeito às Áreas C (no Atlântico norte, adjacente à África) e D (idem, adjacente ao Caribe e à América do Norte)**, com $R=0,44$ e $R=0,35$, cujas probabilidades de erro foram da ordem de $p=0,005$ e $p=0,03$, respectivamente.

4º] já para o bimestre r4 (julho-agosto), todas as correlações voltam a ser pouco expressivas, em geral, muito baixas e, mais do que isso, estatisticamente não-significativas.

Ademais, o “sinal” da ODP-PDO detectado em cada área do Atlântico foi menos importante do que o “sinal” calculado entre o ENOS-ENSO e a TSM-SST no Atlântico, sempre na mesma área. Com outras palavras, para os eventos no Pacífico equatorial, os “sinais” sobre o Atlântico foram em geral bem mais fortes e significativos.

De fato, o “sinal” da **ODP/PDO** no Atlântico, mais fraco que o do **ENOS/ENSO**, interpreta-se de duas maneiras distintas:

(i) Como um “sinal parasitário”, com respeito ao do ENOS/ENSO, em vista da interrelação preexistente entre os dois fenômenos, do Pacífico Norte e do Pacífico equatorial; (ii) ou como expressão conjunta de oscilações geofísicas geminadas, nas duas bacias do Pacífico.

9.5.3-A ODP/PDO e as chuvas no Norte do Nordeste e no Ceará

Foram utilizados os dados da chuva na pré-estação (dezembro-janeiro) e na “quadra chuvosa” (fevereiro-março), com relação às 8 (oito) regiões pluviometricamente homogêneas do Estado do Ceará.

Primeiro, calcularam-se correlações entre o índice médio da ODP/PDO de Mantua, em novembro-março, com respeito à chuva acumulada em bimestres e trimestres consecutivos, para várias regiões pluviometricamente homogêneas do Ceará.

Os resultados não comprovam que a ODP/PDO (média de novembro-março) possa exercer algum papel na chuva (em bimestres e trimestre consecutivos). Com efeito, as correlações encontradas foram baixas e, além do mais, não-significativas.

Para investigar isso mais a fundo, passou-se, em seguida, a calcular as correlações entre as médias da ODP/PDO nos trimestres t_1 =jan.-mar., t_2 =abr.-jun. e t_3 =jul.-set., e a chuva acumulada nesses trimestres. Em geral, para as correlações entre a ODP no trimestre t_2 e a Chuva nos trimestres t_2 e t_3 , estas foram negativas e significativas. Idem, para a ODP no trimestre t_3 e a Chuva no mesmo trimestre.

Cabe observar que estas correlações negativas são consentâneas às correlações negativas dos eventos ENOS/ENSO com a chuva no NE setentrional e no Ceará.

Contudo, resultado de certo significado, refere-se à inexistência

de correlações entre a ODP/PDO e a Chuva, ambas medidas no trimestre $t1$. Indicando que a pré-estação+início da “quadra chuvosa” no Ceará não guarda relação evidente com a oscilação decadal do Pacífico, ao contrário de conjectura levantada a este respeito.

9.5.4-As “fases” da ODP/PDO e as chuvas no Ceará

Os resultados desta subsecção referem-se, ainda, à ausência de relação entre a ODP/PDO (índice de Mantua), em termos de suas fases e chuvas no Ceará na pré-estação e início da “quadra chuvosa”.

Para novembro-março definiu-se a variável auxiliar fase2, tal que: fase2 = -1, se o índice de Mantua for negativo; fase2 = +1, se for positivo.

Bem como, definiu-se fase3, tal que : fase3 = -1 se o índice for $\leq -0,5$; fase3 = +1 se o índice for $\geq +0,5$; e finalmente, fase3 = 0 quando estiver entre -0,5 e +0,5.

Note-se que “fase2” e “fase3” correspondem à discretização de uma variável originariamente continua, o valor do índice de Mantua.

Aplicou-se, então, uma Análise de Variância para a chuva em cada região pluviometricamente homogênea no Ceará, na “quadra” fevereiro-maio, com respeito

a “fase3”, que é um fator compreendendo três classes: fase2 = -1, 0, +1.

Aplicou-se também uma Análise de Variância para a chuva em fevereiro-maio, com respeito a “fase2”, que gera apenas duas classes, a saber: fase2 = -1, +1.

Ora, para todas as oito regiões, com respeito à chuva acumulada no quadrimestre fevereiro-maio, não ocorrem diferenças significativas entre os grupos. Com efeito, as probabilidades de erro envolvidas são grandes, em alguns casos maiores que **90%**. Ver gráficos *Box-*

-*Whisker Plot* para o “Litoral de Fortaleza”, nos Gráficos 55 e 56.

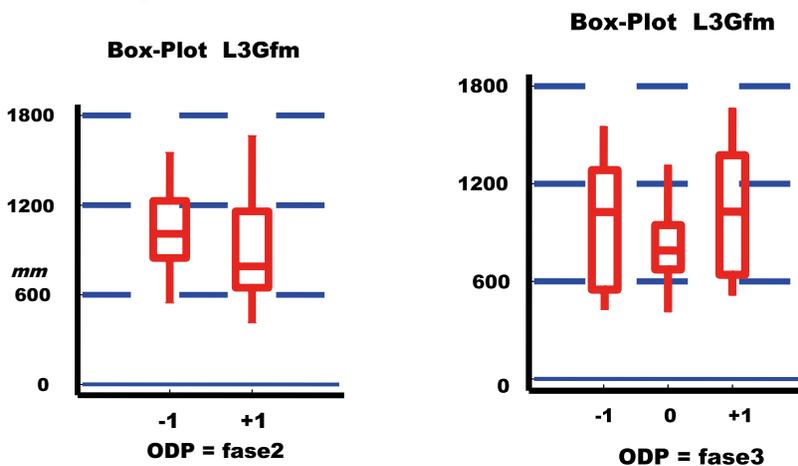


Gráfico 55 - L3Gfm = Chuva na Região Metropolitana de Fortaleza e *Box-Whisker Plots* respeito às “fases” da ODP/PDO mediante fase2 (duas classes) e fase 3 (três classes)

Gráfico 56 - L3Gfm = Chuva na Região Metropolitana de Fortaleza e *Box-Whisker Plots* respeito às “fases” da ODP/PDO mediante fase2 (duas classes) e fase 3 (três classes)

Fonte: Xavier e Xavier (2004).

Fonte: Xavier e Xavier (2004).

9.6-Conclusões e Discussão

Conforme ficou evidenciado, a ODP/PDO não influi significativamente no estado do Atlântico Intertropical. Também não existe indício de que possa modular as chuvas no Nordeste setentrional (em particular no Ceará) durante a “pré-estação” ou início da “estação chuvosa”.

Quanto a sua influência sobre as Chuvas a partir de março/abril, no Ceará, o sinal da ODO/PDO é, contudo, muito fraco comparativa-

mente à do ENOS-ENSO.

Portanto, a inclusão forçada do índice da ODP/PDO como covariável num modelo de previsão da chuva, em aditamento a uma covariável expressando o comportamento do Pacífico Equatorial, não importaria num ganho apreciável para explicação da variância na regressão múltipla.

Especialmente, porque entre a ODP/PDO e o ENOS/ ENSO já existe correlação não-desprezível, donde a variável, com “sinal” mais fraco no caso o índice da ODP/PDO, torna-se supérflua.

Por outro lado, demonstrou-se que, em anos neutros no Pacífico, como em **2004**, tudo pode ocorrer quanto à “quadra chuvosa” fevereiro-maio no Ceará, podendo ir de MS (“muito seco”) e MC (“muito chuvoso”), de sorte que, neste caso, o comando dessa chuva caberá ao Atlântico e não ao Pacífico. Ver, a respeito: Xavier e Xavier (2002); Xavier (2004, 2005) e Xavier (2006).

Em consequência, em tais anos, seria duvidoso que a ODO/PDO pudesse exercer um papel significativo. Pois, quanto às chuvas na “pré-estação” e início da “quadra chuvosa”, em anos neutros, os sistemas que comandam a chuva no Nordeste brasileiro dependem, principalmente, da climatologia do Atlântico Sul.

Nesta exposição, deixaram de ser avaliadas possíveis relações da ODP/PDO com sua contrapartida no Atlântico, que é a OAN ou NAO. Cabe lembrar que a OAN/NAO, igualmente, exhibe variabilidade decadal.

Por outro lado, uma variável significativa para a climatologia da região, a componente meridional da pseudotensão do vento no Atlântico intertropical, não chegou a ser explorada. A respeito da sua importância, já se discutiu no Capítulo 8 precedente.

De forma análoga, também valeria à pena explorar a questão da variabilidade do posicionamento latitudinal da ZCIT no Atlântico Intertropical.

De fato, tal variabilidade quanto à posição da ZCIT já foi examinada no que se refere a suas interrelações com a chuva nas regiões pluviométricas e bacias hidrográficas do Ceará e, ainda, relativamente a eventos ENOS/ENSO, no mesmo *Capítulo 8*.

Seria o caso, analogamente, do Dipolo do Vento, conceito que foi introduzido por Xavier (2000). Ver, ainda, em Xavier (2001), secção 9.2.3, p. 301-302.

9.6.1 Outros Índices no Pacífico

Há outros índices para o Pacífico, cujos papéis também não foram avaliados no presente trabalho. Um deles, que talvez possa mostrar-se promissor, é o IOS-”Índice de Oscilação Norte”/*Northern-Oscillation Index* (NOI).

Na verdade, é um índice de oscilação entre as pressões atmosféricas de superfície no Pacífico norte (no centro da “alta do Pacífico norte”) e no Pacífico sul (em Darwin-Austrália). Nesse sentido, trata-se de um “Índice de Oscilação Transpacífico”, calculado em sentido norte-sul. A respeito, ver o trabalho desenvolvido por Schwing; Murphy e Green (2002), em *Pacific Fisheries Environmental Laboratory* (NASA).

Finalmente, cabe ainda mencionar que estudos recentes parecem indicar que o índice da ODP/PDO, por si só, é insuficiente para expressar toda a complexidade da variabilidade do Pacífico norte em termos climáticos, donde se segue a importância de reexaminar o papel desses vários índices.

CAPÍTULO 10: TÉCNICA CLÁSSICA DOS QUANTIS: CATEGORIAS, ESTIMATIVAS E APLICAÇÕES

Neste Capítulo 10, tratamos da Técnica Clássica dos Quantis em termos de suas principais categorias e estimativas, bem como, também, sobre suas aplicações. No Capítulo 3, apresentara-se uma introdução preliminar, teórica, aos quantis, através do conceito de função-quantil. Enquanto no Capítulo 2, mostrara-se a distinção entre duas modalidades na análise de extremos, de fato, complementares entre si.

A primeira modalidade de análise envolve a aplicação da técnica clássica dos quantis ao exame simultâneo de extremos nas duas caudas, superior e inferior, de uma série histórica de dados climáticos. Demais, ainda permitindo verificar como se comportam os valores intermediários da série.

A segunda modalidade destina-se, por assim dizer, à análise de “extremos de extremos”. Ou seja, como se comportam extremos de uma série de máximos climáticos, ou de outra parte, extremos de mínimos climáticos.

Note-se que “extremos de máximos” são, em geral, “máximos de máximos”. Como “extremos de mínimos”, em geral, “mínimos de mínimos”. Ora, neste caso, as análises não são comparáveis, pois se referem a duas séries distintas. Uma introdução a esta outra modalidade para análise de extremos foi tratada no Capítulo 4, quando se mostrou exigir metodologia diversa, baseada em métodos assintóticos.

10.1-Categorias Delimitadas por Quantis

Indicam-se, aqui, classes ou categorias (para temperatura, chuva etc.) usualmente empregadas nas aplicações. Chama-se atenção para um aspecto decorrente do emprego da “técnica dos quantis”, em termos de certa relativização estatística quanto ao significado apropriado às alturas da chuva, aos níveis de temperatura ou de qualquer

outra medida meteorológico-climática etc., num dado lugar ou localidade, de que resulta uma interpretação mais inteligível dos fatos. Remete-se a seu desenvolvimento, na secção 10.4.

Quantis (quantiles, fractiles) são medidas de separação para distribuições de probabilidade ou suas amostras. Um quantil de ordem p (definido para $0 < p < 1$) é um valor numérico que secciona a distribuição em duas partes, com probabilidades p (à esquerda deste quantil “teórico”) e $1-p$ (à direita).

Em termos amostrais, por sua vez, permite separar uma amostra em duas massas de observações numéricas, com $100xp\%$ dos elementos localizados à esquerda do quantil “amostral” e os demais $100x(1-p)\%$, à direita. Tal definição ainda é muito simplista, mas serve em termos de um primeiro passo.

Note-se que, até o quantil de ordem 5%, estão compreendidos valores extremos inferiores, enquanto, a partir do quantil de ordem 95%, encontram-se valores extremos superiores. Decerto, são admitidos outros níveis para definir eventos extremos, menos exigentes, como 15% e 85%, ou mais exigentes, como 1% e 99% etc.; ou seja, no sentido de caracterizar eventos ainda mais raros. Com outras palavras, em todas estas situações, intervêm eventos que ocorrem nas “caudas inferior e superior” de uma distribuição teórica ou de uma amostra.

Utiliza-se a notação Q_p ou $Q(p)$ para o quantil que corresponde à ordem quantílica p , também nomeado quantil de ordem p . O leitor talvez reclame por haver repetições de conceitos, às vezes, em dois ou mais capítulos diversos. Mas proposital, tendo em vista possibilitar, na medida do possível, a leitura independente desses capítulos. Note-se que, para uma lei contínua, a definição será dada em termos da expressão probabilística $\text{Prob}(X \leq \Theta_p) = p$ ou de forma equivalente por $F(Q_p) = p$, onde F é a distribuição (ou repartição) de probabilidades envolvida.

Um quantil pode ser definido ou calculado, em princípio, com relação a qualquer ordem quantílica p , a qual varia de “zero” a “um”. Segue-se que os quantis permitem identificar ou separar observações numéricas pertencentes a categorias extremas. Mas, também, avaliar aquelas pertencentes a categorias intermediárias.

Para as “ordens quantílicas” ou probabilidades $p=0,25, 0,50$ e $0,75$ (ou percentuais 25%, 50%, 75%, resp.) os quantis são denominados Quartis, de “quarto”, pois os valores 0,25, 0,50 e 0,75 valem $1/4, 2/4=1/2$ e $3/4$, respectivamente. São, pois, em número de três, ou seja:

$Q_i = Q(0,25) :$ Quartil inferior ou 1º Quartil

$md = Q(0,50) :$ Mediana ou 2º Quartil

$Q_s = Q(0,75) :$ Quartil superior ou 3º Quartil

A designação Decis reserva-se aos quantis correspondentes aos percentuais 10%, 20% ,..., 90%, ou às frações $1/10, 2/10, \dots, 9/10$, em número de nove.

Quanto a *Porcentis* (percentis ou centis), são relativos aos percentuais 1%, 2%, ,..., 98%, 99%, ou às frações $1/100, 2/100, \dots, 99/100$, em número de noventa e nove.

Os *Quintis*, relativos aos percentuais 20%, 40%, 60%, 80%, ou às frações $1/5, 2/5, \dots, 4/5$, em número de quatro.

Finalmente, os *Tercis*, definidos para os percentuais 33,3% e 66,6%, ou para as frações $1/3$ e $2/3$, em número de duas.

De uso especial, temos ainda os *Octis* (*octiles*), como desdobramento dos quartis, correspondendo, portanto, aos percentuais 12,5%, 25%, ,..., 75% e 87,5%, ou às frações $1/8, 2/8, 3/8, 4/8, 5/8, 6/8$ e $7/8$. Pois, em número de sete.

As oito classes que daí resultam são designadas *Octas (oktas)* e costumam ser usadas para descrever a “cobertura de nuvens” no céu, num local. Portanto, 1^a octa =0% a 12,5%, 2^a octa=12,5% a 25%, ... e 8^a octa=87,5% a 100% de cobertura das nuvens.

Essas últimas medidas e/ou estimativas com respeito a um local (cidade, área rural, campo, floresta) resultam da observação humana ou por fotografia (com lentes “olho-de-peixe”-”*fisheye lens*”). O ponto de observação necessita estar elevado para alcançar toda a linha ou círculo do horizonte nas várias direções possíveis. No mar, é óbvio, tal locação é mais fácil de resolver por não envolver grandes obstáculos.

Além de tais imagens muito localizadas, que alcançam apenas o “círculo do horizonte”, hoje torna-se possível estimar a cobertura de nuvens para maior extensão do terreno, inclusive em termos regionais e até globais, por imagens de satélite. Por outro lado, há interesse em se dispor da distinção, nas imagens, entre ocorrências de nuvens, solo, água (mar ou lagos) e, ainda, entre gelo e neve. Também, entre nuvens baixas e altas, questão que exige abordagens e imagens específicas.

A título de ilustração, na Figura 36, mostra-se uma tal imagem de cobertura global. Em geral, num mesmo horário, donde, ser uma composição simultânea das imagens de vários satélites, de usual geoestacionários.

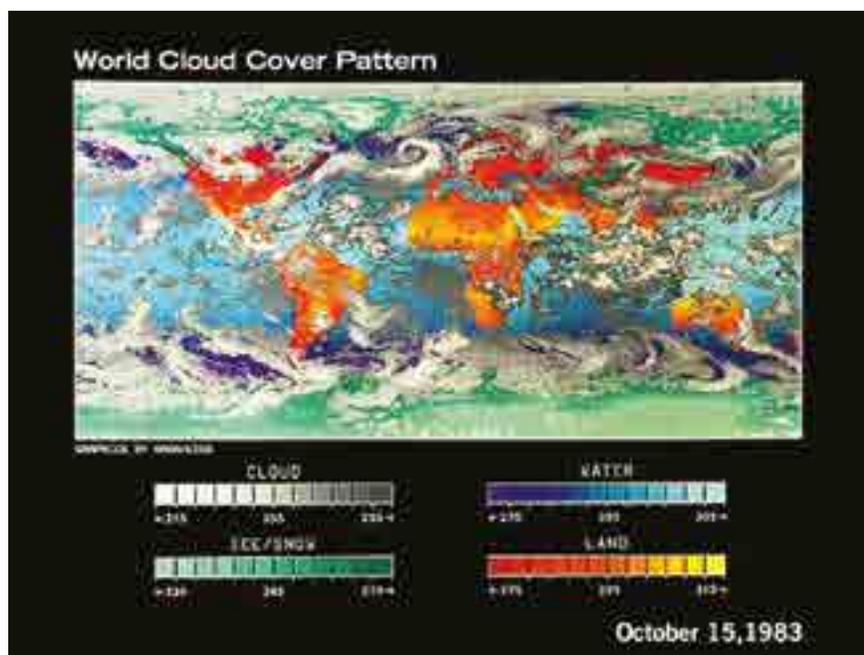


Figura 36 - “World Cloud Global Cover” (Cloud, Water, Ice/Snow, Land)

Fonte: NASA - Goddard Space Flight Center (1983).

Note-se que uma estimativa da cobertura de nuvens (*cloudiness*), pode resultar da contagem dos *pixels* que representem nuvens. Assim, ao longo do tempo, obtém-se uma série numérica que se refere à “climatologia” deste fenômeno.

A qualidade dessa “climatologia” depende de saber se as imagens foram construídas com o propósito explícito de uma representação quantitativa real ou, pelo menos, suficientemente aproximada. Além disso, garantindo que não ocorram mudanças metodológicas ao longo do tempo e, se for o caso, permitindo devidas correções.

10.1.1-Categorias conforme Pinkayan

São úteis quantis que desmembram as observações em classes com probabilidades distintas, mas cuja soma sempre deve ser igual à uni-

dade, obviamente.

É o caso dos quantis com ordens quantílicas $p=0,15; 0,35; 0,65; 0,85$, conforme Pinkayan (1966). Permitindo a delimitação das seguintes cinco faixas ou categorias da chuva: Muito Seco (MS), Seco (S), Normal (N), Chuvoso (C) e Muito Chuvoso (MC). Para vazões, temperaturas, níveis de poluição etc., e mesmo para exemplos em outras áreas técnico-científicas, poderíamos dispor de classes análogas. O esquema abaixo mostra a definição de tais “categorias” no caso da chuva:

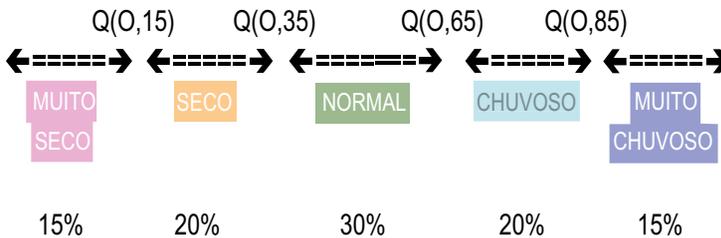


Figura 37 - “Categorias (ou “Classes”) conforme Pinkayan (1966)

Fonte: Adaptado, em cores, a partir de Xavier (2001, p. 166).

Para melhor entender tal esquema, note-se que os percentuais 15%, $20%=35\%-15\%$, $30%=65\%-35\%$, $20%=85\%-65\%$ e 15% são as probabilidades (ou frequências) dos eventos MS, S, N, C e MC, respectivamente, durante uma sequência de anos para os quais

supõe-se ficar mantido o mesmo comportamento da chuva, no lugar considerado, em comparação ao período utilizado para cálculo dos “quantis”.

Decerto, ao recuar no passado ou avançar no futuro, tal condição poderá não mais prevalecer, em função de eventuais mudanças ou variações climáticas que tenham ocorrido ou venham a ocorrer. Deve-se ter sempre em mente, tais possibilidades, no decorrer de uma pesquisa.

Fez-se referência simultânea a probabilidades e a frequências. Ora, ao se falar em “probabilidades” pensamos nas classes delimitadas por “quantis teóricos”, ou seja, calculados a partir de uma lei de probabilidades suposta apropriada à descrição ou à modelagem da chuva. Ou de outra variável meteorológica, climática, hidrológica etc., quando for o caso. Já para classes delimitadas por “quantis empíricos”, obtidos de uma amostra da variável aleatória em causa, teremos “frequências observadas” ou “empíricas”, portanto, estimativas das probabilidades em jogo.

De fato “quantis empíricos”, a rigor, são “estimativas para “quantis teóricos”. Estes, em geral, permanecem desconhecidos, a menos que uma lei teórica possa ser estipulada ou ajustada aos dados, *a priori*.

Quanto a métodos de cálculo ou estimativa para “quantis”, teóricos e empíricos, estuda-se mais adiante. Analogamente, ocorre o problema inverso, ou seja, a determinação de “ordens quantílicas” correspondendo a diversos valores observados ou medidos, da variável em causa.

Considere-se X_1, X_2, \dots, X_N uma série de dados numéricos da chuva acumulada num certo período do ano (mês, bimestre, trimestre, quadrimestre, semestre, total anual etc.), em dada localidade ou área, ao longo de N anos de observações. Supondo calculados (ou disponíveis) os quantis $Q(0,15)$, $Q(0,35)$, $Q(0,65)$ e $Q(0,85)$, então, para cada ano $i = 1, 2, \dots, N$, passa-se a considerar:

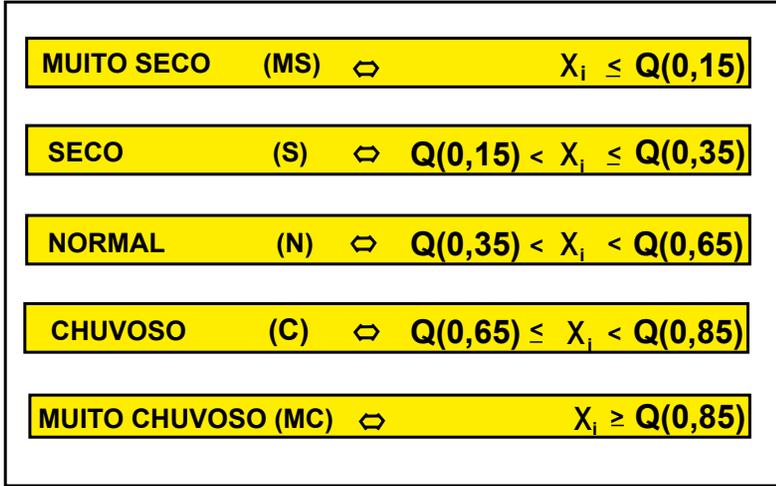


Figura 38 - Definição das “Classes” de Pinkayan (1966)

Fonte: Adaptado, em cores, a partir de Xavier (2001, p. 167).

Por outro lado, se para cada valor X_i da variável, for calculada a ordem quantílica p_i correspondente, tem-se, equivalentemente:

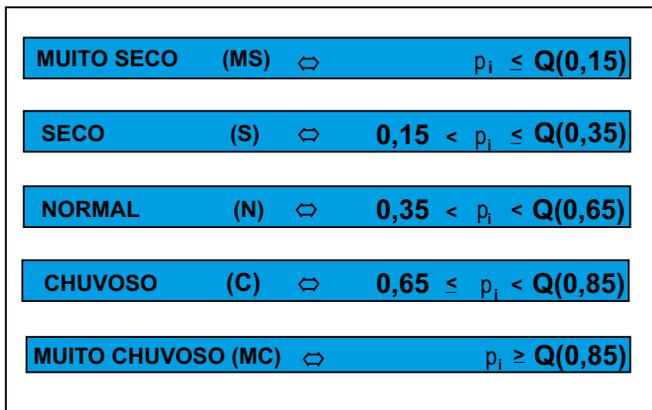


Figura 39 - “Classes” de Pinkayan (1966), conforme as Ordens Quantílicas

Fonte: Adaptado, em cores, a partir de Xavier (2001, p. 167).

Pode-se ainda utilizar as classes M.M.Seco (extremamente seco), M.Seco (muito seco), Seco, Normal, Chuvoso, M.Chuvoso (muito chuvoso) e M.M.Chuvoso (extremamente chuvoso), tendo como separadores as ordens quantílicas $p=0,05; 0,15; 0,35; 0,65; 0,85; 0,95$. Ou seja, com um total de 7 (sete) classes ou categorias. Análogas classes podem ser consideradas para outras variáveis ou elementos de interesse meteorológico, climático, hidrológico, ambiental etc.

Cabe citar ainda os vintis (*vingtiles*), mais usados no trato de questões econômicas e em sociologia, ou seja, na análise da distribuição de renda, de impostos e qualidade de vida, como, ainda, em estudos sobre desigualdade social etc. Porém, muito raramente referidos em trabalhos na meteorologia, climatologia, hidrologia e afins.

10.2 - Quartis e Tercis na Previsão e Monitoração

Cabe esclarecer que o emprego dos quartis não se recomenda para definir intervalos numa previsão ou na monitoração das chuvas, pois as observações resultam separadas em quatro classes.

Daí, decorre não existir uma classe centralizada que compreenda, em princípio, a mediana ou a média. De fato a mediana separa entre si, neste caso, exatamente duas classes, de um lado, e duas, do outro.

Em outras palavras, não será identificada uma classe que se possa caracterizar em termos da “normalidade” do fenômeno, como costuma ser de praxe para a chuva. Isto ainda ocorreria para outras variáveis, como temperaturas etc. De fato, “quartis” raramente são utilizados com esse propósito. Vez por outra, encontra-se registro na literatura de tal maneira de proceder, mas se trata, mais das vezes, de mero equívoco e, enfim, de uma má escolha.

Quanto aos tercis, por sua vez, envolvem discriminação muito pobre, desde não permitirem identificar episódios de chuva em termos de “secas extremas” ou “chuvas acumuladas excessivas”. Seu uso seria aceito apenas no âmbito de modelos ainda experimentais, para os

quais prognósticos mais “discriminativos” envolveriam dificuldades ou complicações de ordem teórica ou computacional que tais modelos não conseguiriam ainda absorver. Assim, os tercis vêm sendo utilizados com certa frequência na previsão climática.

Veja-se, na Figura 40, um mapa com a “previsão” de chuva regional, cobrindo todos os continentes, com base nos tercis, provindo do *IRI-International Research Institute for Climate Prediction-Earth Institute-Columbia University-USA*.

Esta questão, aliás, já foi discutida a fundo no Capítulo 2, em sua secção 2.4 – “Extremos em Previsões Sazonais”, à qual o leitor pode retornar. O mesmo com respeito à temperatura, quando não seria também privilegiada a ocorrência de “temperaturas extremas”, muito baixas ou muito elevadas. Bem como, com relação a quaisquer outras variáveis ambientais.

Note-se que, em termos de monção aprovada no Congresso Brasileiro de Meteorologia, realizado em Fortaleza, no ano de 2004, houve recomendação para um esforço no sentido de atribuir maior ênfase ao estudo de eventos extremos, na análise de mudanças climáticas, o que, sem dúvida, pode-se estender à previsão e à monitoração. Donde se depreende a importância da “técnica os quantis”, nesses contextos, mas decerto, exigindo seleção criteriosa das “ordens quantílicas”, no sentido de melhor caracterizar os extremos em cada situação. Conforme Xavier; Xavier e Alves (2007).

Contudo, embora “quartis” não sejam recomendados para fins explícitos em modelos de previsão e sua monitoração, são extremamente úteis para outros fins. O estudo de sua variação ao longo do tempo, com respeito a uma série histórica, oferece grande interesse quanto à análise de variações, flutuações e mudanças climáticas.

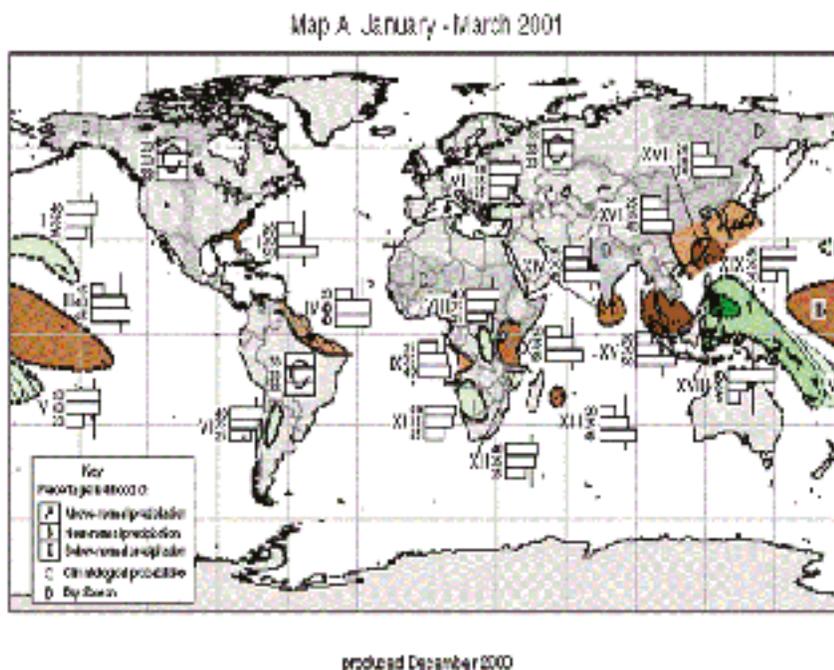


Figura 40 - World Rain Forecast January-March 2001 (Produced December 2000)

Fonte: IRI-International Research Institute for Climate Prediction.

Em termos exploratórios, isso pode ser alcançado mediante a inspeção de *box-plots* para intervalos de tempo consecutivos, com respeito à série histórica. Ou, então, na comparação de comportamentos climáticos em locais ou situações distintas.

10.3 - Breve Histórico

Lembremos que Galton (1885) já reconhecera a vantagem do uso de quantis, sob a forma de porcentis. Antes, Galton (1875) definira a distância interquartilica (isto é, entre o 1º e 3º quartis) como medida de dispersão, no lugar do “erro provável”.



Foto 11 - Francis Galton, 1822-1911

Fonte: *Wikipedia, the Free Encyclopedia.*

De fato, o emprego da “distância interquartilica” remonta a Quetelet (1796-1874), em um trabalho de 1848, conforme relato de Droesbeke e Tassi (1990).

A “técnica dos quantis” teve ampla utilização nas pesquisas pio-

Aplicações de Modelos e Técnicas na Detecção de Variabilidade no Clima e Extremos

neiras de Pinkayan (1966), que visava avaliar a ocorrência de anos secos e chuvosos sobre extensas áreas continentais, em especial na área continental dos Estados Unidos da América do Norte, em anos consecutivos, com base em dados da precipitação (chuva) e do escoamento superficial.

O referido trabalho baseava-se em duas indagações:

1] Como identificar padrões para a distribuição de anos secos e úmidos (chuvosos) sobre uma área;

2] Se tais padrões seriam sistemáticos e, além disso, se apresentariam alguma regularidade.

Trabalho anterior, na mesma direção, foi sua tese de doutorado, conforme Pinkayan (1965).

Na Austrália, Gibbs e Maher (1967), em *Melbourne* propuseram o emprego de metodologia baseada em quantis (decis) com o fim de caracterizar períodos secos e chuvosos, para instituir um sistema de alarme de seca (*drought watch*).

Tais princípios continuam em uso na meteorologia australiana até hoje. Consulte-se, também, Lee e Gaffney (1986) e Gibbs (1987).

Assim, veja-se na Figura 41, o emprego de “decis”, pelo órgão de meteorologia do Governo Australiano, para analisar as condições de ocorrências de chuvas, em seu território, no conjunto de 12 (doze) anos de eventos El Niño “clássicos” (ou seja, de fortes a moderados) no inverno-primavera.

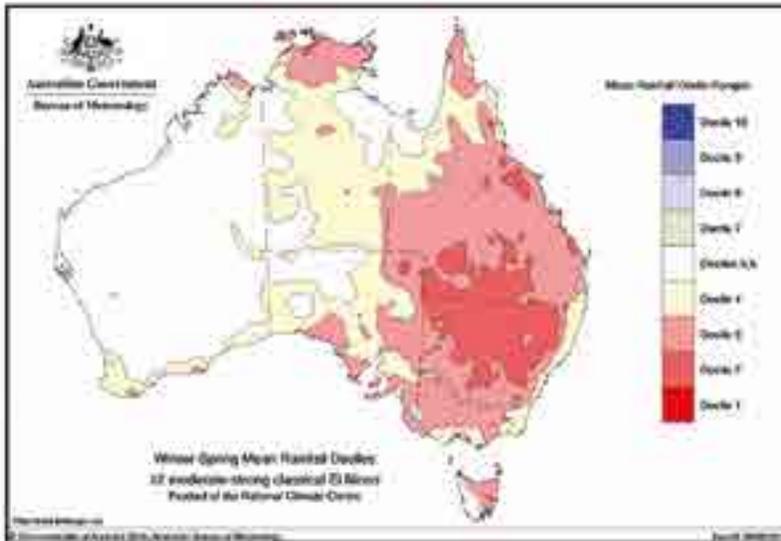


Figura 41 - Decis para a Chuva Média em 12 Anos de *El Niño* “Clássicos”, de Moderado a Forte, durante o Inverno-Primavera, na Austrália

Fonte: *Australian Government - Bureau of Meteorology* (2010).

Exposição detalhada sobre a técnica dos quantis, não só em seus aspectos teóricos mas, ainda, quanto a sua aplicabilidade, encontra-se descrito em nossos livros: Xavier (2001, p. 161-191), no capítulo Cap.5; Xavier; Rebello e Silva (2002); Xavier; Xavier e Alves (2007) e Xavier e Silva (2010). Como em periódicos: Xavier e Xavier (1987a); Xavier e Xavier (1990) e Xavier e Xavier (1999).

Além de muitos artigos em anais de congressos/simpósios e capítulos de livros, inclusive envolvendo colaboradores, a par de apresentações e/ou textos de palestras.

Grande parte dessa bibliografia refere-se a aplicações ao Nordeste brasileiro, em particular, para o Ceará e Nordeste setentrional, mas também a outras regiões brasileiras, principalmente o Sudeste e São Paulo. Por outro lado, em geral, a metodologia utilizada remete às

“ordens quantílicas” propostas por Pinkayan (1966).

Cabe ainda citar pesquisas sobre “análise de quase-ciclos” e “filtragem binária” para séries pluviométricas do Nordeste brasileiro, onde também são empregadas técnicas quantílicas. Consulte-se, particularmente, Xavier e Xavier (1987b, 1990).

Todos os trabalhos acima mencionados, além dos diversos cursos ministrados, contribuíram para maior divulgação dessa técnica. De fato, inicialmente, houve certa retração de nossa comunidade científica para utilizá-la, não por dificuldades de compreensão dos conceitos subjacentes, posto sua grande simplicidade.

Com efeito, até então, raciocinava-se em termos de “desvios padronizados”, a forma tradicional ou clássica de abordar o assunto, como de costume encontrava-se em artigos e textos diversos envolvendo aplicações na área meteorológico-climática ou acorde ao prescrito em manuais clássicos de climatologia e ainda em compêndios de estatística aplicada.

10.4-“Relativização Estatística” no Uso de Quantis

Um aspecto relacionado à utilização dos “quantis” refere-se a certo princípio de “relativização estatística”, como designado em Xavier e Xavier (1999), que se manifesta ao comparar as chuvas ou os comportamentos de outras variáveis ambientais, em áreas ou localidades distintas. Isto se compreende melhor ao considerar “classes” ou “categorias” delimitadas por quantis. Ou seja, em termos da classe intermediária (para a chuva, temperatura etc.), referida como pertencente à “categoria” N=normal, e as demais classes laterais, relativas a outros eventos, menos ou mais extremos.

Para exemplificar, consideremos duas áreas “pluviometricamente homogêneas” no Ceará-Nordeste setentrional do Brasil: **1º)** uma “mais úmida”, a Região do Litoral de Fortaleza; **2º)** outra, “mais seca”, a Região do Sertão Central+Inhamuns.

No Litoral de Fortaleza, na “quadra chuvosa” de fevereiro-a-maio (*fmam*), a mediana da chuva (para um “pool” ou amostra de sete postos) valeu 982,7 mm. Já no Sertão Central+Inhamuns, também na referida “quadra chuvosa” (para uma amostra de vinte e três postos), a mediana da chuva foi de 507,5 mm. No mesmo contexto, poderiam ser calculados outros quantis. Remete-se a Xavier (2001), Tabelas 4.4/p.134 e 4.8/p.139.

Os dados pluviométricos, gerenciados pela FUNCEME, SUDENE/Superintendência do Desenvolvimento do Nordeste e Departamento Nacional de Águas e Energia Elétrica (DNAEE), referem-se ao período 1964-1996.

Ora, se durante a “quadra chuvosa” em dado ano, a chuva acumulada no Litoral de Fortaleza for 902mm, seria possível concluir que tal pluviometria em fevereiro-maio, na referida região, corresponderia à “categoria” N=“normal”. Para afirmar isso, toma-se por base os intervalos (em mm) correspondentes às várias categorias da chuva, na mesma região. Por outro lado, estes 902mm, se referentes ao Sertão Central-Inhamuns, caracterizariam uma pluviometria na “categoria” MC=“muito chuvoso”. Pois o limiar inferior desta categoria, na referida região, é da ordem de 763,2mm.

Por outro lado, uma chuva acumulada de 483mm no Sertão Central-Inhamuns, também na “quadra chuvosa”, corresponderia à “classe” N=“normal”. Embora, no Litoral de Fortaleza, essa chuva já caísse na “classe” MS=“muito seco”.

A rigor, para sabermos exatamente a qual “categoria” ou “classe” corresponderia determinado valor da pluviometria, num certo período e dada região, precisamos dos cálculos prévios para os “quantis” separadores e de preferência, em tabelas de fácil consulta, como no Capítulo 5 de Xavier (2001).

Obviamente, avaliações expressadas em termos de “categorias” delimitadas por “quantis” envolvem uma “discretização”, embora se

trate da modalidade de informação usualmente levada ao público, por ser mais fácil de entender ou assimilar.

Com efeito uma maneira mais precisa de representar os fatos seria através das próprias “ordens quantílicas”, que correspondem aos valores observados da chuva. Como, ainda, respeito a qualquer outra variável ambiental.

Assim, para o Litoral de Fortaleza, em fevereiro-maio, uma chuva acumulada de 625,3mm corresponde à “ordem quantílica” $p=0,15$ (15%), mostrando que tal quantidade de chuva será considerada muito baixa, nesta região. Já os mesmos 625,3mm, no Sertão Central+Inhamuns, corresponderiam a uma “ordem quantílica” entre $p=0,65$ (65%) e $p=0,85$ (85%), portanto, uma quantidade elevada para a chuva nesta outra região. Por tal motivo é que se refere, para a chuva ou com respeito a qualquer outra variável, à existência de uma relativização estatística.

10.5-Medidas Baseadas em Quantis

Os Quartis são os “quantis” mais citados ou divulgados em toda a literatura estatística. Entre os quais, a “mediana”, por sua importância intrínseca, pois constitui um valor central, como é a média. Por outro lado, os quartis inferior $Q_i=Q(0,25)$ e superior $Q_s=Q(0,75)$ ganham também em significado, servindo de parâmetros na mensuração da variabilidade das observações ou de sua dispersão (spread, ingl.) por via do desvio interquartilíco-DIQ (*interquartile-range-IQR*, ingl.):

$$\Delta iq = Q(0,75) - Q(0,25) \quad [10.1]$$

De fato, conforme Wilks (2006), o DIQ tem a vantagem de envolver cálculo expedito. Porém, com a propriedade de levar em conta fração ainda reduzida (50%) dos valores da distribuição teórica ou empírica, donde, sem considerar o comportamento nas caudas.

Porém, a rigor, não se trata de desvantagem. Muito pelo contrário, pois acaba por lhe conferir a propriedade de não ser uma medida

afetada por valores “aberrantes” (outliers, ingl) ou “muito extremos”. Não obstante, para fazer intervir fração maior das observações, Yule já propusera o emprego do desvio entre o 2º (segundo) e 8º (oitavo) decis, conforme refere Galton (1896).

Propriedade ressaltada com respeito à mediana é também não ser praticamente influenciada por valores aberrantes. Ora, o desvio interquartilício ou DIQ goza de análoga estabilidade, ao contrário da amplitude (definida como o “valor máximo” menos o “valor mínimo” das observações).

A medida proposta por Yule, já mencionada antes, igualmente, deve possuir maior estabilidade quando comparada à amplitude. De fato, esta última medida resulta muito inflacionada, quando aumentam os tamanhos das amostras. Em especial, para uma distribuição normal que, teoricamente, assume valores entre menos infinito ($-\infty$) a mais infinito ($+\infty$).

Finalmente, como medida da assimetria, dispõe-se do índice de Yule-Kendall, calculado a partir dos quartis $Q(0,25)$, $Q(0,50)$ (med=mediana) e $Q(0,75)$, como segue:

$$\begin{aligned}\gamma_{YK} &= [(Q(0,75)-Q(0,50)) - (Q(0,50)-Q(0,25))] / \text{med} = \\ &= [Q(0,25) - 2*Q(0,50) + Q(0,75)] / \text{med} \quad [10.2]\end{aligned}$$

Decerto, para uma distribuição simétrica, tem-se $Q(0,75)-Q(0,50)=Q(0,50)-Q(0,25)$ (para uma distribuição empírica, esta igualdade é apenas aproximada). Donde, no caso de simetria, o índice de Yule-Kendall torna-se aproximadamente igual a zero. Por outro lado, se a distribuição possuir a cauda do lado direito mais longa que do lado esquerdo, o índice será positivo. Já com a cauda do lado esquerdo mais longa, o índice será negativo. Em tal sentido, é que γ_{YK} funciona como medida da assimetria.

Para uma distribuição simétrica, a mediana coincide, de necessário, com a média, o que não acontece com distribuições assimétricas.

A chuva diária é exemplo de variável com uma distribuição de probabilidades altamente assimétrica, uma vez que sua densidade costuma assumir a forma de “J invertido”. Esta observação já foi considerada num capítulo anterior. Donde, em geral, aceitando preliminarmente uma modelagem do tipo log-normal, gama ou log-gama.

Já a chuva acumulada mensal poderá eventualmente exibir simetria, porém, não necessariamente. De fato, para regiões semiáridas a assimetria é usual. Neste caso, cabe ainda cogitar o emprego de leis log-normal, gama ou log-gama,

Nos mesmos contextos outras leis têm sido propostas, incluso “leis gama generalizadas”. Finalmente, uma simetrização das observações numéricas pode ser conseguida através de transformações apropriadas, conforme visto na secção 3.4.1, do Cap. 3.

Encontra-se referência à questão da assimetria em regiões áridas e semiáridas na monografia produzida por Hargreaves (1973). Segundo este autor, as curvas de densidade de grande parte dos dados de chuva não seguem estritamente a lei normal, caracterizada por sua simetria em torno da média e caudas ilimitadas. De fato, ele constata que em regiões áridas e semiáridas a precipitação apresenta um comportamento assimétrico. Além disso, obviamente, com um limite inferior igual a “zero”.

Cabe ressaltar, finalmente, que em terras áridas e semiáridas onde os rios podem “secar” durante algum período do ano, caberia apelar para leis “mistas”, ou seja, com probabilidade $p > 0$ concentrada na origem, na modelagem da vazão desses cursos de água.

Por outro lado, como as vazões estão, em geral, relacionadas à precipitação, daí decorre que a modelagem da chuva nessas bacias, em idênticos períodos, podem igualmente exigir a aplicação de “leis mistas”.

Conforme Guttman; Hosking e Wallis (1993), comparações entre

a média e a mediana indicam que esta última representa melhor o valor central da precipitação do que a média. O mesmo devendo valer com respeito a outras variáveis, como a temperatura, a umidade, a vazão, etc.

Para outras medidas de dispersão e assimetria e também medidas de posição, baseadas em quantis, pode-se consultar Wilks (2006). Com respeito a assimetrias em dados diários e mensais, remete-se aos Gráficos 3 e 4, no Capítulo 2.

A rigor, necessita-se dispor de todo um “repositório” de leis para atender à modelagem dos fenômenos, em especial, nos casos de “assimetria” ou quando existem outras peculiaridades na geometria das densidades de probabilidades envolvidas.

São muito úteis, nesse contexto, as famílias de leis exibindo grande flexibilidade de formas, como é o caso das famílias de leis beta e gama. Além de famílias generalizadas, como o sistema de curvas de Pearson, o sistema de Burr, de Johnson, e outros.

10.5.1-Quantis versus desvios padronizados

Uma vantagem dos quantis é sua capacidade para lidar com “assimetrias” da função densidade de probabilidades que descreve o fenômeno aleatório estudado, como a chuva, a vazão de um rio, a temperatura, a umidade etc.

Igual flexibilidade não ocorre com respeito aos desvios reduzidos (ou padronizados) Z_i que foram, ou ainda são, de emprego amplo em muitos trabalhos científicos nas áreas de meteorologia, climatologia, oceanografia etc., ou seja, calculados através da expressão :

$$Z_i = (X_i - m) / S \quad [10.3]$$

onde m = média das observações, S = desvio padrão.

Ora, supondo que os dados correspondam a uma amostra aleatória que se possa modelar pela lei normal (gaussiana), então os desvios padronizados calculados admitiriam a interpretação clássica e usualmente encontrada em textos de estatística básica ou aplicada. Assim, para uma amostra descrita por uma lei normal de média m e desvio padrão s , tem-se obrigatoriamente:

1. Cerca de 68,27% das observações entre $\mu - \sigma$ e $\mu + \sigma$ (ou seja dentro do intervalo centrado na média, de raio "sigma");
2. Cerca de 95,46% entre $\mu - 2\sigma$ e $\mu + 2\sigma$ (dentro do intervalo centrado na média, de raio "duas vezes sigma");
3. Cerca de 99,73% ou quase 100% entre $\mu - 3\sigma$ e $\mu + 3\sigma$ (no intervalo centrado na média, de raio "duas vezes sigma");

Figura 42 - Comportamento dos Dados de uma Lei Normal $N(\mu, \sigma)$

Fonte: Adaptação de texto em Xavier (2001, p. 168).

Daí resulta que, em termos de “desvios padronizados”, teremos evidentemente, sob a hipótese de normalidade: **(i)** 68,27% das observações, aproximadamente, entre os desvios **-1** e **+1**; **(ii)** 95,46%, apx., entre os desvios **-2** e **+2**; e enfim, **(iii)** 99,73%, apx., entre os desvios **-3** e **+3**.

Ora, não é difícil obter exemplos mostrando que tais probabilidades (ou porcentuais) podem ser muito diferentes para uma lei não-normal, principalmente se esta for muito assimétrica. Em particular, bastante distintas, no caso de uma densidade na forma “em U”, como ocorre para certas variáveis em meteorologia, que é o caso clássico da “cobertura de nuvens”; ou de uma densidade “em J invertido” etc. Nestes casos, empregar “desvios padronizados” falsearia inteiramente os fatos.

Não é difícil encontrar exemplos na literatura em que tal “heresia” é cometida. Com o uso de “quantis”, muito ao contrário, jamais poderia ocorrer tal falseamento.

10.6-Estimativas de Quantis a partir de uma Amostra

Quando se fala em “estimativas de quantis”, refere-se a estimativas obtidas a partir de uma amostra, inclusive sob o pressuposto de ser ainda desconhecida a lei de probabilidades que pudesse “modelar” o comportamento do fenômeno subjacente. Métodos ou procedimentos descritos na literatura estatística, destinados à estimativa de “quantis”, classificam-se em duas grandes categorias:

1] Aplicação de métodos que utilizam, diretamente, a série de observações

(x_1, x_2, \dots, x_N) disponível;

2] Ou pelo cálculo dos quantis de uma lei de probabilidades que, previamente,

seja ajustada às observações.

No que se refere à primeira categoria de métodos 1], são duas as modalidades de procedimentos, como se indica, a seguir:

1a] Para obtenção das estimativas deve-se, inicialmente, dispor os dados numéricos originais em ordem não-decrescente (“estatísticas de ordem”), ou seja,

$$x_{(1)} \leq x_{(2)} \leq \dots \leq x_{(N)} ;$$

com o fim de aliviar a notação, escreve-se y_i em lugar de $x_{(i)}$;

1b] Agrupando os dados por classes de frequências, de sorte que os quantis possam ser obtidos a partir do histograma ou da respectiva poligonal de frequências acumuladas ascendentes.

Em **1a]**, **1b]** e **2]**, caberá aplicar técnicas estatísticas tradicionais, geralmente repertoriadas nos textos de estatística básica. Como, ainda, apelar para técnicas mais recentes. Tudo, afinal, reduz-se a uma questão de “custo-benefício”.

Assim, técnicas de maior sofisticação apenas seriam usados se conduzissem a resultados muito superiores àqueles alcançados pelos métodos tradicionais.

Do contrário, arrisca-se obter ganho metodológico pequeno e, por outro lado, produzir um trabalho que somente seria compreendido por minoria, o que já significa grande perda.

Com outras palavras, para finalidades operacionais, principalmente no que refere à monitoração climática ou ambiental, em princípio, serão preferidas técnicas relativamente simples, por serem de mais fácil interpretação. Onde, se tornarem acessíveis ao entendimento de público bem mais amplo.

A observação precedente aplica-se tanto a métodos de monitoração, em si, como a procedimentos para obter estimativas. Por outro lado, no caso de “índices” destinados a monitorar a chuva, como índices de seca, condição exigida é concordarem com a percepção de seca manifestada pelas populações. Ora, tal percepção pode variar em função de como a água é usada pelos diferentes estratos populacionais.

Este último ponto de vista foi externado por Gibbs (1987). No que se refere à metodologia australiana utilizando “decis”, Gibbs e Maher (1967) detectaram notável correspondência entre cronologias de secas, usando o critério de chuva no “1º decil”, em comparação ao catalogado em fontes não-meteorológicas, inclusive pela mídia.

Quanto à técnica de monitoração com base nos quantis definidos por Pinkayan (1966), as cronologias objetivas daí resultantes concordam inteiramente com as cronologias tradicionais e com a documentação histórica sobre secas no Nordeste brasileiro e no Ceará.

Conforme relatado em Xavier (2001).

No presente capítulo, serão revisadas e/ou mencionadas as técnicas clássicas para estimar “quantis”. São também registradas técnicas mais recentes, consideradas ou supostas relevantes.

Demais, embora seja possível empregar procedimentos automatizados incorporados à maioria dos “pacotes computacionais” estatísticos, faz-se indispensável saber como funcionam. Em particular, com base no conhecimento das expressões matemáticas e dos algoritmos utilizados nos cálculos. Pois, do contrário, estaríamos trabalhando “no escuro”.

Começa-se pelo cálculo de “quantis” a partir das observações ordenadas, que é o método mais simples e, aliás, aquele geralmente implementado na maioria dos “pacotes computacionais estatísticos” especializados.

10.6.1-Estimativas pontuais com dados ordenados

As estimativas para “quantis” consideradas nesta secção são ditas “estimativas pontuais”. Em tal procedimento de estimativa, obtém-se um único valor para o “quantil”, que é sua estimativa pontual.

Decerto, seriam também possíveis “estimativas intervalares”, isto é, em termos de intervalos de confiança para o quantil, exigindo a determinação de limites inferior e superior do intervalo, com um nível de confiança preestabelecido, digamos, 95%. Lembremos que esta é a forma usual de apresentar estimativas, como no caso clássico do “intervalo de confiança para a média”, “de uma proporção” etc.

Obviamente, para estimar um único quantil, isto será factível. Porém, para vários quantis envolvidos na obtenção de “classes” ou “categorias” quantílicas, obter-se-ia parafernália de informações que, inclusive, poderiam confundir até um pesquisador bem treinado. Quanto mais, alguém menos versado nessas técnicas, em especial, o usuário. Ou seja, agricultor, administrador, governante, ou a popu-

Por tal motivo, neste caso, prefere-se obter uma única estimativa, pontual, para cada um dos quantis e tentar conviver com possíveis e inevitáveis imprecisões. Por outro lado, se as amostras não forem tão pequenas e, principalmente, se tiverem “boa qualidade”, os desvios serão aceitáveis.

10.6.2-Mediana

A mediana, sabe-se, é um valor que separa as observações em duas partes de iguais efetivos. Ou seja, à sua esquerda e também à direita, distribui-se a metade (ou 50%) das observações.

Assim, suponha-se que as observações fiquem dispostas numa ordem não-decrescente: $y_1 \leq y_2 \leq \dots \leq y_N$. Se N for ímpar ($N=2k+1$), a mediana será representada pelo único valor central na série:

$$md = Q(0,5) = y_{k+1} \quad [10.4]$$

Mas se N for par ($N=2k$), calcula-se convencionalmente como a média dos dois valores situados no meio (ou metade) da série:

$$md = Q(0,5) = (y_k + y_{k+1})/2 \quad [10.4a]$$

EXEMPLO 1

Sejam as seguintes observações referentes à umidade relativa do ar, variável que, em princípio, estende-se de 0 até 100% :

78 88 80 76 65 87 95 48 72 74 68 54 82 59 93

58 79 44 86 67 81 77 85 91 83 99

Pondo-as em ordem não-decrescente obtém-se, abaixo, uma sequência numérica crescente:

44 48 54 58 59 65 67 68 72 74 76 77 78 79 80

81 82 83 85 86 87 88 91 93 95 99

Sua média aritmética é calculada:

$$m = (44+48+54+58+65+\dots+93+95+99)/26 = \\ = 1911/26 \cong 73,50$$

Por outro lado, a mediana será a média dos dois valores centrais (nesta lista ordenada de 26 valores, são o 13º e o 14º, ou seja, 78 e 79), donde:

$$md = Q(0,5) = (78+79)/2 = 78,5$$

EXEMPLO 2

Sejam os 11 (onze) valores numéricos seguintes:

44 116 15 102 69 56 137 71 22 87 41

os quais podem ser colocado em ordem crescente:

15 22 41 44 56 69 71 87 102 116 137

Neste exemplo, sua média aritmética vale:

$$m = (15+22+41+44+56 +69+71+87+102+116+137) /11 = \\ = 760/11 \cong 69,09$$

Quanto à mediana, como existe um número ímpar de observações, será o valor central: $md = Q(0,5) = 69$

Por outro lado, suponhamos que, por um erro de registro, o valor 116 fosse substituído por 1116 (que importaria num acréscimo de mil na soma de todos os valores). Que ocorreria com a média aritmética? Passaria a valer:

$$(760+1000)/11=1760/11=160 \gg 69,09 \quad [\gg \text{significa "muito}$$

Aplicações de Modelos e Técnicas na Detecção de Variabilidade no Clima e Extremos maior que”],

cujo erro relativo, relativamente à média anterior, 69,09, corresponde à quantidade $[(160-69,09)/69,09]=1,316$; em termos percentuais, 131,6%. E quanto à mediana? Como esta é imune a “extremos” e a alteração deu-se na cauda superior, continuaria com o valor $md=69$

Finalmente, o que aconteceria se o próprio valor central 69 fosse substituído por 969, importando agora num acréscimo de novecentos no total? Agora, a média passaria a valer $(760+900)/11=150,9$, donde um erro percentual de 118,4% com relação à média original.

E quanto à mediana? Para responder, tem-se de obter a nova ordenação dos dados, transpondo $y=969$ (que ficou em lugar de $y=69$ da lista anterior) para uma nova posição, no fim da lista; isto é:

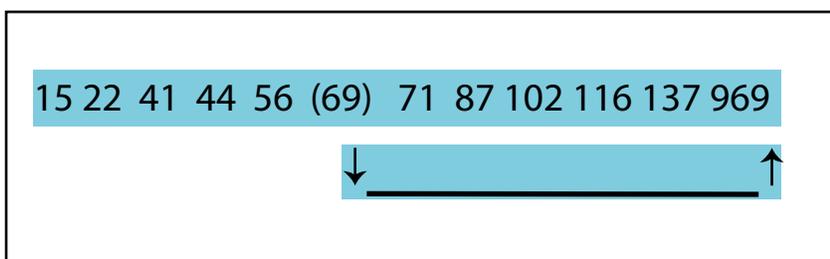


Figura 43 - Efeito de “Erro” na mediana” de uma “Série Numérica”

Portanto, agora, o valor central na listagem seria $y=71$, donde a mediana passaria de 69 a 71. Neste exemplo, o erro percentual para a mediana foi pequeno.

EXEMPLO 3

Suponhamos, agora, valores numéricos da cobertura de nuvens. Esta variável pode, em princípio, estender-se de 0 a 100%. Ou seja, desde céu sem nuvens até o céu inteiramente encoberto. Os valores medidos são os seguintes:

65 11 23 2 9 36 83 87 53 3 8 1 16 25 48

14 28 5 18 94 95 61 97 72 84 98 91 78 13

Para estas 29 observações, obtêm-se: $m=45,45$ (média) e $md=36$ (mediana). Os cálculos intermediários estão omitidos. O leitor poderá refazê-los sem dificuldades. Este exemplo destina-se a ser, mais adiante, “revisitado”. Além do mais, envolve situação *sui generis*, no sentido de o “histograma” e a “poligonal de freqüências” (donde, também, uma “densidade de probabilidades” que lhe fosse ajustada) exibirem forma geométrica “em U”, conforme o Gráfico 57.

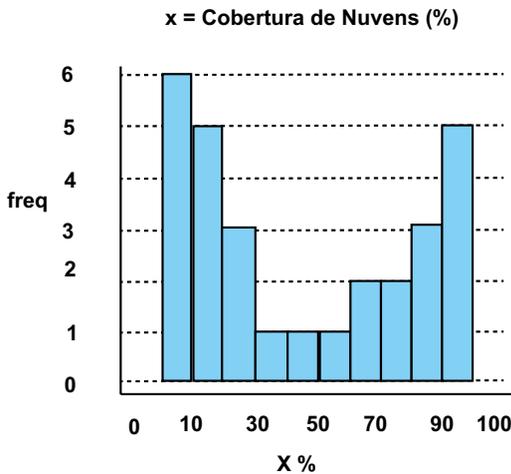


Gráfico 57 - Histograma em “Forma de U” para “Cobertura de Nuvens”

Fonte: Xavier et al. (2002).

10.6.3-Família de Leis “Beta”

Mencione-se que uma lei de probabilidades para modelagem desses dados de “cobertura de nuvens” poderia, em princípio, ser extraí-

Aplicações de Modelos e Técnicas na Detecção de Variabilidade no Clima e Extremos da família de “leis beta”.

A família de leis (ou distribuições) Beta a dois parâmetros é útil à modelagem de fenômenos diversos em muitas áreas. Particularmente, no que concerne a fenômenos envolvendo uma variável aleatória contínua X , tal que $0 \leq X \leq 1$. Portanto, gerando amostras com valores no intervalo unitário $[0 ; 1]$ ou, equivalentemente, variando de 0% até 100%.

As densidades da família de leis “beta” exibem grande diversidade geométrica, desde a forma “em U” até “em U invertido”; neste último caso, aparentando o comportamento de uma densidade normal truncada. Além de passarem por formas completamente assimétricas, à direita ou à esquerda, ou seja, “em J” (em “bengala”) ou “em J invertido” etc. Daí, advindo sua grande versatilidade.

Vamos considerar, aqui, a família de leis Beta a dois parâmetros reais, α_1 e α_2 , cujas funções densidade são confinadas ao intervalo unitário $[0 , 1]$, ou seja, anulando-se fora deste intervalo. Obviamente, “zero” e “um” podem ser interpretados como 0% e 100%, respectivamente.

Conforme os valores assumidos por estes dois parâmetros, sua função densidade assume formas geométricas muito distintas. Nos Gráficos 58, 59 e 60, são exibidas algumas das distintas formas geométricas assumidas pelo modelo Beta.

Assim, no Gráfico 58, exibem-se as densidades correspondentes a $\alpha_1=\alpha_2=6$, $\alpha_1=\alpha_2=3$ e $\alpha_1=\alpha_2=2$. São densidades simétricas, “em sino”, sucessivamente mais achatadas, com “máximo” em $x=0,5$. De fato, para $\alpha_1=\alpha_2>1$, todas as densidades obtidas terão este formato. Por outro lado, se $\alpha_1=\alpha_2=1$, a curva reduz-se a um segmento de reta; ou seja, com a densidade da lei uniforme no intervalo unitário.

Já no Gráfico 59 são exibidas as densidades para $\alpha_1=\alpha_2=0,8$, $\alpha_1=\alpha_2=0,5$ e $\alpha_1=\alpha_2=0,3$. Todas na forma em “U”, simétricas e “mí-

nimo” em $x=0,5$. Correspondem a curvas comparando em ordem decrescente do seu “mínimo” (de cima para baixo). De fato, para $\alpha_1=\alpha_2 < 1$, as densidades assumem sempre formato “em U”.

Note-se que nos dois Gráficos 58 e 59 as densidades eram simétricas. Contudo, podemos também ter curvas “em sino” ou “em U”, assimétricas, caídas para a direita. Nestes casos, o “máximo” ou o “mínimo” ocorrem numa abscissa $x > 0,5$. Porém, se caídas para a esquerda, numa abscissa $x < 0,5$.

Já no Gráfico 60, a seguir, temos curvas “em J” (ou “bengala”) com sua convexidade dirigidas para cima ou para baixo. Correspondem a modelos Beta de parâmetros $\alpha_1 \neq \alpha_2$, tais que $\alpha_1 = 1$ e $\alpha_2 > 1$. Para $\alpha_1 = 1$ e $\alpha_2 = 2$ a densidade é “triangular”.

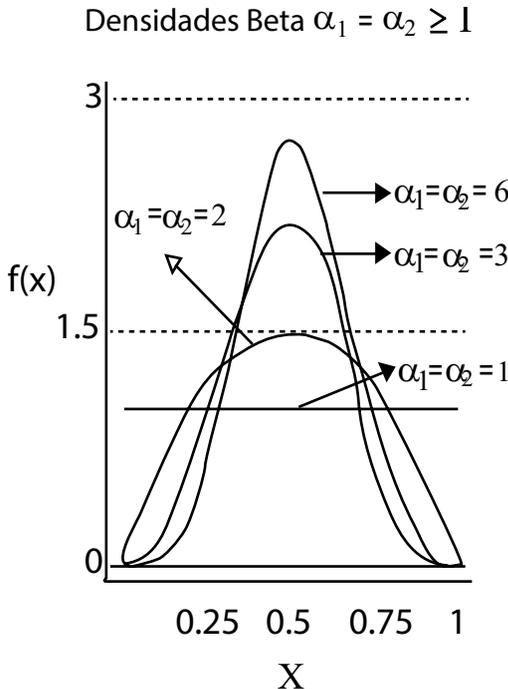


Gráfico 58 - Formas Geométricas para Densidades de Leis Beta com Parâmetros $\alpha_1 = \alpha_2 \geq 1$

Fonte: Notas de aula de Xavier e Xavier (1994).

Note-se que no Gráfico 60 as pontas das “bengalas” apóiam-se no eixo da ordenadas (reta $x=0$). Enquanto nos remates da outra extremidade terminam num mesmo ponto, de coordenadas $x=1$ e $y=0$. Isto ocorre para todas os modelos Beta com $\alpha_1=1$ e $\alpha_2>1$. Já com os modelos Beta, com $\alpha_1>1$ e $\alpha_2=1$, suas densidades são imagens especulares das primeiras. Ou seja, com as pontas das bengalas apoiadas, ao contrário, na reta $x=1$. Finalmente, para determinados valores de α_1 e α_2 , as “bengalas” são “infinitas”.

Em resumo, conclui-se que de fato as densidades de uma Lei Beta assumem formas muito variadas, donde sua extrema versatilidade para finalidades da modelagem de dados observacionais. Omite-se a apresentação da expressão matemática para as densidades “beta” que, por sua vez, envolvem o emprego das “funções Gama e Beta”.

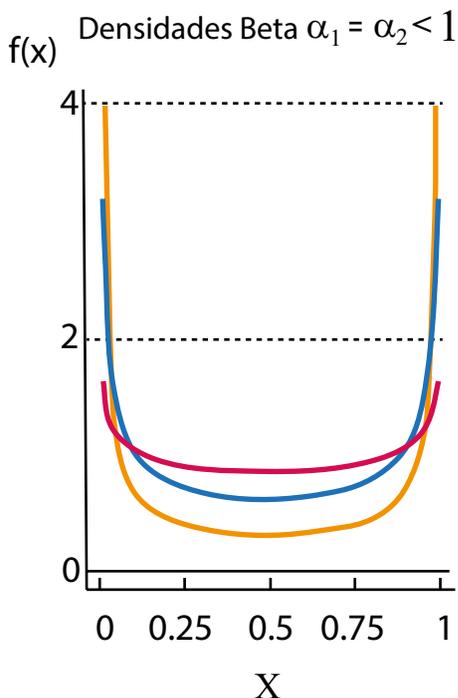


Gráfico 59 - Formas Geométricas para Densidades de Leis Beta com parâmetros $\alpha_1=\alpha_2<1$

Fonte: Notas de aula de Xavier e Xavier (1994).

Do ponto de vista histórico, cabe lembrar que à época em que foi detectada a mencionada “forma geométrica em U” (*U-shaped*), tratou-se de achado julgado surpreendente. De fato imaginava-se, então, que a maioria dos fenômenos naturais de lei contínua tivessem comportamento gaussiano, ou seja, fossem todos descritos pela lei normal. Ou por lei a ela aparentada, como a log-normal, embora esta já fosse dotada de assimetria.

Nas ciências humanas, a família de leis beta é pouco empregada, como também a de leis gama. Isto, em função da pouca divulgação que tais modelos recebiam em textos básicos de estatística aplicada às humanidades. Mas em parte, também, por conta de sua maior complexidade na representação matemática para sua densidade e, também, no que concerne às dificuldades inerentes aos cálculos, que entram no domínio de “funções especiais”, tais como as “funções Beta e Gama”, já mencionadas.

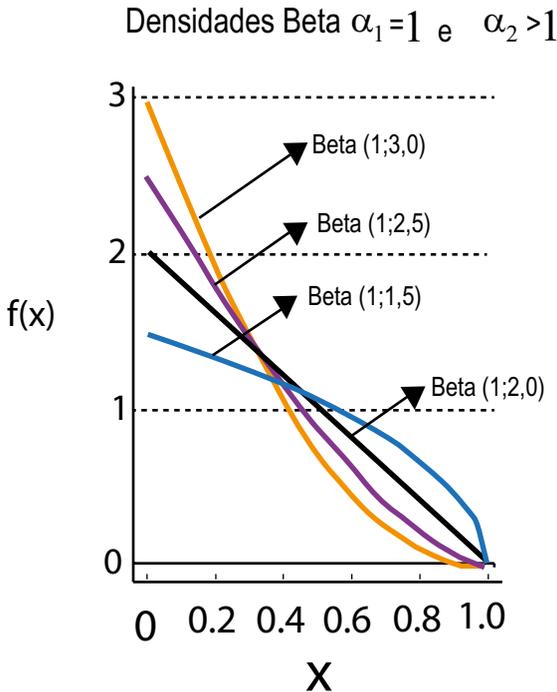


Gráfico 60 - Formas Geométricas para Densidades de Leis Beta com parâmetros $\alpha_1=1$ e $\alpha_2 > 1$

Fonte: Notas de aula de Xavier e Xavier (1994).

10.6.4-Onde está a mediana?

Com respeito aos três exemplos precedentes (Exemplos 1, 2 e 3) cujos valores expressavam-se em números inteiros, estes eram todos distintos em cada listagem. Note-se que, para uma variável aleatória contínua, os dados numéricos seriam sempre todos diferentes, pois a probabilidade de ocorrerem dois valores exatamente iguais é teoricamente nula.

Contudo, na prática, mesmo tratando-se de uma variável suposta contínua, podem ocorrer repetições. Em geral explicáveis: (i) seja por eventuais erros nas medidas, (ii) ou pelo fato de os dados não terem sido expressados com aproximações numéricas apropriadas.

Assim, no contexto do Exemplo 3, se o valor 83 comparecesse repetido três vezes. Porém, a cobertura de nuvens expressada por 83% poderia, de fato, corresponder a três medidas (mais precisas), como 82,6%, 83,0% e 83,4%. A rigor, há outras maneiras de abordar tais ocorrências.

Passa-se, agora, a tratar situação, logo à primeira vista parecendo intrigante e que poderá causar certa perplexidade. Conduzindo a pergunta como esta: onde se localiza a mediana? Com esta finalidade, veja-se o exemplo seguinte.

EXEMPLO 4

Neste novo exemplo, ocorrem repetições do valor 0 (zero), supostas não decorrendo de erros ou de imprecisões nas medidas. Assim, consideramos valores para a chuva acumulada em setembro, numa localidade do sertão semiárido no Nordeste brasileiro. Com respeito a 24 (vinte e quatro) anos consecutivos de observações da chuva, no referido mês, suponhamos os seguintes valores, já numa ordem não-decrescente:

0.0 0.0 0.0 0.0 0.0 0.0 0.0 0.0 0.0 0.0 0.0 0.0

0.0 0.0 0.0 0.2 0.3 0.5 0.7 1.1 1.2 2.4 3.8 7.6

Quanto vale a “mediana” neste caso? Seríamos tentados a empregar a fórmula já conhecida [10.3a]. Onde calcularíamos a mediana como a média dos dois valores centrais, ou seja :

$$md = (0.0 + 0.0)/2 = 0.0$$

Ora, uma estimativa de $\text{Prob}(X=0.0)$ será dada, obviamente, pela frequência relativa de ocorrências deste valor 0.0 (nulo), a saber, $15/24=0,625$. Donde se segue a probabilidade estimada $\text{Prob}(X \leq 0.0)=0,625=62,5\%$. Portanto, o valor 0.0 (nulo) não poderia (pelo senso comum) ser a mediana das observações.

De fato, neste exemplo, nem a mediana $Q(0,50)$ e tampouco o quartil inferior $Q(0,25)$ poderiam ser calculados segundo o contexto do que se entende intuitivamente por quantil. Desde que, a rigor, não existem explicitamente tais separadores na correspondente série de dados numéricos. Já com respeito ao quartil superior $Q(0,75)$, este poderá ser calculado, uma vez que $0,75 > 0,625$.

Qual a razão de tudo isso? Decorre, exatamente, da circunstância de, neste exemplo, encontrar-se em jogo uma distribuição de probabilidades do “tipo misto”, com probabilidade $p=0,625$ concentrada na origem $x=0$. Tal situação, aliás, presente no caso de qualquer lei de probabilidades do “tipo misto”. Questões análogas, aliás, também podem ser levantadas no contexto de algumas leis do tipo “discreto”.

Concluir-se-ia, pois, que, relativamente a determinadas distribuições de frequências e respectivas leis de probabilidades a elas ajustadas, do tipo misto ou do tipo discreto, alguns quantis não poderiam ser calculados? Não é isso. De fato, em princípio, é possível calcular qualquer quantil, para qualquer distribuição de frequências ou lei de probabilidades, mesmo que a existência do quantil seja contrário ao senso comum.

Este cálculo baseia-se no princípio que foi exposto na secção 2.6, Capítulo 2, envolvendo os conceitos de “inversa e de funções-quantil generalizadas”. Não obstante, tal extensão aplica-se com respeito a necessidades da simulação de leis probabilísticas. Em alguns casos a simulação pode dizer respeito, ainda, a uma distribuição empírica de frequências.

No presente “exemplo”, fez-se referência a dados mensais de chuva em meses da estação seca de uma região semiárida. O mesmo vale para dados de vazão de rios intermitentes, ou seja, que não correm durante todo o ano.

Chuvas diárias também poderão exigir, para sua modelagem, a utilização de “leis mistas”. Outra situação refere-se à força horária do vento, onde uma probabilidade “concentrada” na origem pode referir-se a instantes de “calmaria”. Ou seja, quando o “vento não sopra” ou está “parado”.

10.6.5-“Médias móveis” ou “medianas móveis”?

O “Exemplo 2” ilustrou muito bem uma importante propriedade da mediana, ou seja, de não ser afetada por valores extremos. Enquanto tal não acontece com a média.

Daí, concluir-se que a conhecida técnica de alisamento de séries temporais através de médias móveis pode, em certos casos, não conduzir a bons resultados. Em especial se, na série original, existirem “valores aberrantes” ou *outliers*.

É o caso de séries numéricas para “refletâncias” obtidas por certos “canais” de sensores, em satélites, quando algumas medidas poderão ser falseados pela existência de refletâncias exageradas, por exemplo, pela presença de nuvens, de aerossóis na atmosfera etc. Em situações como estas, o emprego de “medianas móveis” poderá conduzir a melhores resultados, pelo fato de serem obtidos valores filtrados, não-contaminados pelos valores aberrantes.

A filtragem por “medianas móveis” foi usada no artigo Liu; Xavier e Xavier (1991), em estudo sobre “índices de vegetação e de umidade de diferenças normalizadas” e suas relações com a pluviometria na Grande São Paulo.

De fato, a “filtragem por medianas móveis” mostrou-se eficaz: 1o) na remoção de valores anômalos, sem distorção expressiva dos de-

mais valores; 2o) realçando as correlações entre variáveis, mostrando-se particularmente eficiente para os máximos mensais da IHDN-índice de umidade.

Para as médias mensais dos IHDN-semanais, o índice correlacionava-se com a chuva de cada mês em curso (“lag” $k=0$) e do mês anterior (“lag” $k=1$), com coeficientes $R=0,51$ ($p=0,0002$) e $R=0,31$ ($p=0,03$), resp.. Os p são “probabilidades de erro”. Ora, correlações muito baixas, embora estatisticamente significativas.

As correlações acima referem-se aos dados do IHDN não-filtrados. Com os dados filtrados por medianas móveis, os coeficientes, porém, aumentaram de forma expressiva: $R=0,74$ ($p=0,0000$) e $R=0,54$ ($p=0,0001$), respectivamente

Com base em sensores mais modernos ou pela combinação das refletâncias obtidas com vários sensores, é possível que, de saída, possa ser afastado este tipo de problema em medidas de índices de vegetação ou de umidade, por teledetecção.

De qualquer maneira, em outras situações em que possam ocorrer valores aberrantes (outliers), o uso de “medianas móveis” continua sendo uma solução plausível na análise cronológica (ou temporal) dos dados.

10.7-Quantis a partir de Dados Ordenados

Da mesma maneira como a “mediana” pode ser obtida a partir das observações ordenadas, ou seja, das “estatísticas de ordem”, o mesmo princípio pode ser aplicado na determinação de um “quantil” qualquer.

Ora, em vez de definir formalmente o procedimento geral para esse tipo de cálculo e o algoritmo correspondente, passa-se a considerar alguns exemplos numéricos.

EXEMPLO 5

Sejam ainda as $N=11$ observações do “Exemplo 2”, conforme a Figura 44, a seguir. Note-se que os valores numéricos, todos distintos, estão colocados em ordem crescente. Sendo então designados, nessa ordem, por $y_i, i=1,2,\dots,11$:

y_1	$<$	y_2	$<$	y_3	$<$	y_4	$<$	y_5	$<$	y_6	$<$	y_7	$<$	y_8	$<$	y_9	$<$	y_{10}	$<$	y_{11}		
↓		↓		↓		↓		↓		↓		↓		↓		↓		↓		↓		↓
15		22		41		44		56		69		71		97		102		116		137		

Figura 44 - “Observações” ou “Valores Numéricos” Ordenados, do “Exemplo 2”

Fonte: Xavier, Xavier e Alves (2007, p. 119)

Para acompanhar mais facilmente os cálculos necessários, a executar, constrói-se a Tabela 10, a seguir:

Tabela 10 - Base dos Cálculos neste Exemplo 5 (continuação do Exemplo 2)

$\bar{i} =$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
	y_1	y_2	y_3	y_4	y_5	y_6	y_7	y_8	y_9	y_{10}	y_{11}
	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
$y_i =$	15	22	41	44	56	69	71	97	102	116	137
$P_i = \frac{i}{N+1}$	1/12	2/12	3/12	4/12	5/12	6/12	7/12	8/12	9/12	10/12	11/12
$P_i =$	0,083	0,167	0,250	0,333	0,417	0,500	0,583	0,667	0,750	0,833	0,917

Fonte: Xavier; Xavier e Alves (2007, p. 120).

O esquema considerado acima atribui a cada uma das N observações y_j a “ordem quantílica” dada pela expressão :

$$p_i = i/(N+1), \quad i=1,2,\dots,N \quad [10.5]$$

Examinando a tabela, percebe-se, neste exemplo, que as observações $y_3=41$, $y_6=69$ e $y_9=102$ são, respectivamente, o quartil inferior, a mediana e o quartil superior, pois as “ordens quantílicas” respectivas são $p_3=0,250$, $p_6=0,500$ e $p_9=0,750$, que já comparecem na tabela. Por outro lado, $y_4=44$ e $y_8=87$ são os “tercis”, uma vez que as “ordens quantílicas” correspondentes são $p_4=0.333$ e $p_8=0,667$.

Neste exemplo, ocorreu que os três “quartis” e os dois “tercis” já compareciam na tabela. É claro que, em geral, isto não se verifica, uma vez que os valores das probabilidades em uma tabela análoga são $1/(N+1)$, $2/(N+1)$, ..., $N/(N+1)$, cujos valores numéricos estão na dependência do tamanho N da amostra.

Por outro lado, como seriam calculados os “decis” neste exemplo, isto é, os quantis para as “ordens” $p=0,10$; $0,20$; ... ; $0,80$; $0,90$?

Mostramos como proceder, a título de exemplificação, para $p=0,10$ (ou seja, com respeito ao primeiro decil). Note-se que $p=0,10$ encontra-se entre $p=0,083$ e $p=0,167$, na Tabela 10. Considere-se, pois, o esquema necessário à interpolação para o cálculo do primeiro decil, conforme a Figura 45 :

$p =$	0,083	0,100	0,167
	⋮	⋮	⋮
$Q(p) =$	15	$x=Q(0,10)$	22

Figura 45 - Esquema para a “Interpolação” no Cálculo do Primeiro “Decil”, no Exemplo em Curso

Fonte: Xavier, Xavier e Alves (2007, p. 119)

Ora, por simples proporcionalidade, obtém-se a interpolação desejada:

$$(x-15) / (0,100-0,083) = (22-15) / (0,167-0,083)$$

ou seja, $(x-71) / 0,017 = 7/0,084,$

onde: $x = Q(0,10) = 71 + (0,017 * 7) / 0,084 = 72,42,$ apx.

Dentro do mesmo princípio, poderia ser calculado o quantil para qualquer outra “ordem quantílica” situada entre duas probabilidades, p_i e p_{i+1} , nesta tabela. Em particular, para todos os demais “decis”, bem como, para os quantis correspondentes às “ordens quantílicas” de Pinkayan (1965, 1966).

Obviamente, no contexto da presente tabela, não seria possível calcular o quantil correspondente a uma probabilidade muito inferior ao valor $p_1=0,083$ ou muito superior a $p_{11}=0,917$. Pois quantis muito extremos só podem ser calculados quando as amostras forem suficientemente grandes ou, sob determinadas condições, via técnicas sofisticadas.

No Gráfico 61, seguinte, exibe-se o esquema geométrico para a interpolação neste exemplo, porém de uso geral. De fato, tal esquema geométrico envolve equivalência de triângulos que, em termos algébricos, recai num princípio da proporcionalidade.

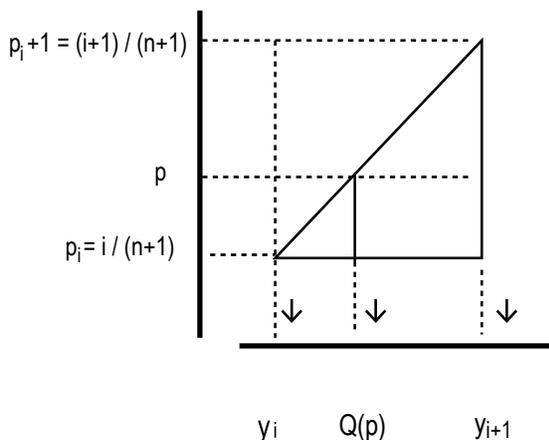


Gráfico 61 - Esquema Geométrico para o Cálculo de $Q(p)$ por Interpolação Linear

Fonte: Xavier; Xavier e Alves (2007, p. 126).

EXEMPLO 6

No exemplo precedente, o número de observações era ímpar. Como as coisas se passariam se fossem em número par?

Para este fim, vamos supor que nossa série de observações tivesse apenas $N=10$ valores numéricos. Por hipótese, trabalha-se com os mesmos valores numéricos $y_1 < \dots < y_{10}$ da tabela anterior, suposto não existir o décimo-primeiro.

Para a necessidades de cálculo constrói-se, então, a seguinte Tabela 11:

Tabela 11 - Base dos Cálculos para o Exemplo 6

$i =$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
	y_1	y_2	y_3	y_4	y_5	y_6	y_7	y_8	y_9	y_{10}
	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
$y_j =$	15	22	41	44	56	69	71	87	102	116
$P_j =$ $= 1/2000$	1/11	2/11	3/11	4/11	5/11	6/11	7/11	8/11	9/11	10/11
$P_j =$.0091	.1818	.2727	.3636	.4545	.5454	.6363	.7272	.8181	.9090

Fonte: Xavier; Xavier e Alves (2007, p. 121).

Note-se que, usando as informações desta tabela, tem-se o valor numérico:

$$(y_5 + y_6) / 2 = (56 + 69) / 2 = 62,5$$

que corresponde à “ordem quantílica”:

$$(p_5 + p_6) / 2 = (0,455 + 0,545) / 2 = (1.000...) / 2 = 0,50$$

Portanto, $Q(0,50) = (y_5 + y_6) / 2 = 62,50$ é a “mediana”, coincidente com o resultado que seria obtido aplicando a expressão [10.4a].

10.7.1-Fundamentação teórica

Os cálculos exemplificados através das tabelas precedentes se justificam, em vista: **1º)** de reproduzirem os cálculos para as medianas, conforme as expressões [10.3] e [10.3a]; **2º)** de se basear, em termos teóricos, nas estimativas pontuais para “quantis”, usando as “estatísticas de ordem”. O primeiro critério, a rigor, não constitui uma justificativa cabal. Já o segundo critério é ponderável, porquanto se esteia em princípios da “Estatística Matemática”.

De fato, o procedimento da estimativa pontual de quantis a partir das “estatísticas de ordem” está descrito em Mood; Graybill e Boes (1974). No que se segue, apresenta-se o raciocínio ali exposto, desenvolvido para o caso de uma lei contínua. As etapas são as seguintes:

1] Se F é a função de distribuição de uma variável aleatória contínua X , o quantil de ordem p satisfaz à relação $F(Q_p)=p$; 2] Outrossim, sabe-se que $F(X)$ possui distribuição uniforme; 3] portanto, se Y_1, Y_2, \dots, Y_N são as “estatísticas de ordem” resultantes da ordenação de uma amostra aleatória da variável X , segue-se, então, que cada $F(Y_i)$ tal que $i=1,2,\dots,N$, terá a mesma distribuição da i -ésima estatística de ordem da lei uniforme; 4] assim, pode-se concluir que os valores esperados para essas estatísticas de ordem são tais que:

$$E[F(Y_i)] = i/(N+1), \quad i=1,2,\dots,N. \quad [10.6]$$

Note-se que outra expressão para as ordens quantílicas seria a que se encontra em Gilchrist (2000):

$$p_i = (i-0,5)/N, \quad i=1,2,\dots,N \quad [10.5a]$$

Com esta expressão, respeito aos índices $i=1$ e $i=N$ (que correspondem aos valores mínimo e máximo na amostra), as “ordens quantílicas” respectivas são dadas por $p_1=0,5/N > 0\%$ e $p_N= 1-(0,5/N) < 100\%$. Demais, numa amostra com um número ímpar $N=2k+1$ de observações, desde que a mediana é a $(k+1)$ -ésima observação na amostra, conforme [10.5a], teríamos a “ordem quantílica”:

$$p_{k+1} = (k + 1 - 0,5) / (2k+1) = 1/2 = 50\%,$$

donde se conclui que a mediana seria calculada corretamente.

Do exposto, conclui-se que as formulações exequíveis para cálculo de quantis a partir de uma série de observações, no contexto geral, são:

(i) a que corresponde a [10.5], de acordo com a sistemática de

eleição neste livro, que coincide com a “fórmula de Weibull”; (ii) aquela dada por [10.5a], que constitui a sistemática considerada em Gilchrist (2000).

Por razões óbvias, de certo peso, indica-se a primeira. Não só pelo suporte de princípios básicos da “Estatística Matemática” como, em especial, por sua simplicidade. Donde, sua preferência para trabalhos correntes de monitoração e previsão, em particular na pesquisa climática.

Outras formulações empregadas para o cálculo de plotting positions (ou “ordens quantílicas” posicionais) poderão ser necessárias, mas apenas para atender a problemas ligados à análise de extremos generalizados. Veja-se em Xavier; Xavier e Alves (2007, p. 122-124). Porém, situações a considerar somente nessa situação específica.

10.8-Quantis a partir de Tabelas e Distribuições de Frequências Acumuladas

Trata-se do procedimento mais citado em textos de estatística básica ou aplicada. Em princípio, deverá ser obtida uma tabela da distribuição de frequências para os dados e, a partir dela, a tabela da distribuição de frequências acumuladas (ascendentes e/ou descendentes). Em seguida, obtêm-se o histograma de frequências acumuladas e a respectiva poligonal de frequências acumuladas.

De fato ficam envolvidos, simultaneamente, um método gráfico (usando a poligonal) e um método algébrico de interpolação (usando a tabela de frequências acumuladas), equivalentes entre si.

Esses métodos estão descritos em obras clássicas, como: Kenney e Keeping (1954); Morice e Chartier (1954); Croxton e Cowden (1959); Ostle (1965); Toranzos (1969); Walpole (1969) e Sachs (1978). Textos recentes também descrevem esses métodos, inclusive de autores nacionais ou em obras traduzidas. Veja-se, por exemplo, em Bussab e Morettin (2003).

Contudo, há textos em que os “quantis” são calculados pressupondo que os dados seguem sempre uma distribuição normal, ou seja, caindo na tabela da “lei normal reduzida”. Evidentemente, grave equívoco, como em Levine; Berenson e Stephan (2000).

No Gráfico 62 mostra-se o histograma de frequências relativas acumuladas (ascendentes) para os dados do “Exemplo 6” (continuação do “Exemplo 3”). Ou seja, para observações de cobertura de nuvens.

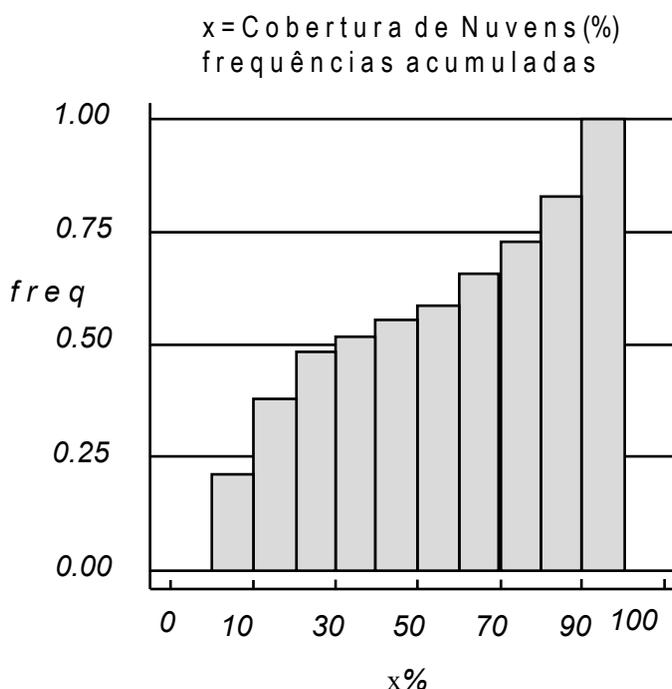


Gráfico 62 - Histograma dos Dados Numéricos de “Cobertura De Nuvens”

Fonte: Xavier; Xavier e Alves (2007, p. 131).

Já no Gráfico 63 exibe-se a poligonal de frequências acumuladas, relativas, para os dados de cobertura de nuvens do “Exemplo 3”.

A construção da poligonal de frequências acumuladas (no caso “ascendente”) pode ser feita sobre o histograma de frequências acumuladas. Liga-se, por segmentos de reta, o ponto inicial aos vértices superiores consecutivos (à direita) das barras do histograma.

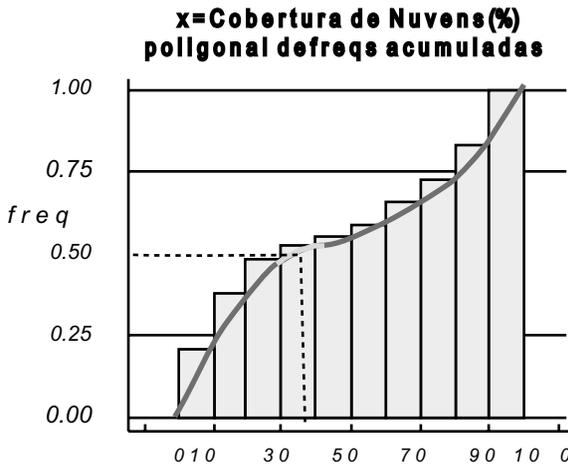


Gráfico 63 - Poligonal de Frequências Acumuladas Ascendentes para Dados de “Cobertura de Nuvens”: Determinação da Mediana

Fonte: Xavier; Xavier e Alves (2007, p. 132).

No Gráfico 64 tem-se um “recorte” do gráfico acima, onde se indica a determinação (pelo mesmo método geométrico) dos quantis $Q(0,25)$ (primeiro quartil) e $Q(0,50)$ (mediana), para a mesma série de dados de cobertura de nuvens.

Omitem-se detalhes para obtenção dos mesmos resultados pelo algoritmo algébrico. Os resultados dos dois cálculos coincidem, teoricamente. Na prática, podem ocorrer desvios entre os resultados, embora próximos numericamente. Pois, ao agrupar os dados, supõe-se que as observações passam a se distribuir uniformemente em cada classe ou intervalo do histograma ou poligonal respectiva. Por outro

Aplicações de Modelos e Técnicas na Detecção de Variabilidade no Clima e Extremos
lado, no método geométrico, ocorrem imprecisões decorrentes de leituras em escalas numéricas.

Surge, então, uma pergunta óbvia: dos dois, qual o método que se consideraria mais apropriado ou correto? Expõe-se, a seguir, um ponto de vista a este respeito:

1] Para uma variável contínua em cuja amostra não ocorrem repetições de observações, o método mais simples de aplicar e, possivelmente, aquele de resultados mais corretos, é o primeiro. Ou seja, realizando o cálculo dos quantis a partir, diretamente, dos dados numéricos ordenados.

2] Com dados repetidos, o método empregando uma poligonal de frequências resolve este problema decerto desconcertante. Com efeito, ao se agruparem os dados, aqueles que se encontram repetidos são redistribuídos dentro da classe respectiva e, desta maneira, serão tratados implicitamente como valores distintos.

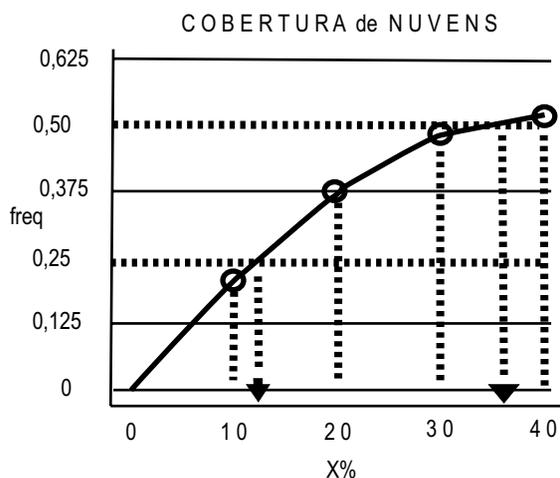


Gráfico 64 - Poligonal de Frequências Acumuladas Ascendentes para Dados de “Cobertura de Nuvens”: Determinação dos Quantis $Q(0,255)$ e $Q(0,50)$

Fonte: Xavier; Xavier e Alves (2007, p. 133).

Cabe uma advertência. Se a variável for discreta ou mista, valores repetidos poderão ocorrer em grande número. Além disto, sua frequência aumenta com o tamanho da amostra. Decerto, nesta situação, a existência de valores repetidos não decorre de mero acidente no processo de amostragem, donde, valores duplicados, triplicados etc., deverão ser mantidos como tais.

10.9-Estimativas a partir de uma Lei Probabilística Ajustada às Observações

Outro procedimento para estimar quantis será através da adaptação de uma lei de probabilidades às observações. Decerto, põe-se a questão de testar a qualidade final de cada ajuste, via de testes de hipóteses.

Para este fim, pode-se procurar na farta bibliografia especializada sobre métodos probabilísticos e estatísticos. Ver, ainda, em Xavier; Xavier e Alves (2007).

10.10-Outros Procedimentos Gráficos com Quantis

Nesta secção, são mencionados diversos procedimentos gráficos, nos quais estão envolvidos os conceitos de quantil e de ordem quantílica. Entre os quais, gráficos $Q \times Q$, além dos gráficos do tipo *box-plot*, já conhecidos.

10.10.1-Gráficos $Q \times Q$

Cabe mencionar os gráficos Q-Q ou gráficos quantis x quantis, destinados a comparar o comportamento mútuo das amostras de duas variáveis aleatórias X e Y . Estas variáveis podem corresponder a elementos climáticos ou hidrológicos distintos; ou, então, a um mesmo elemento (considerado, por exemplo, em termos de medidas realizadas com respeito a duas localizações diferentes; ou então, em dois instantes distintos).

Esta modalidade de gráfico também será útil à comparação entre

amostras e distribuições teóricas. Enfim, são gráficos de grande versatilidade em termos da sua aplicabilidade.

De fato, um gráfico $Q \times Q$ (*q-q plot*) representa a dispersão dos quantis de um primeiro conjunto de dados contra os quantis de um segundo conjunto de dados. Ou então, de uma amostra contra a possível lei de probabilidades à qual, suspeita-se, as observações possam obedecer.

Se as duas amostras provêm da mesma população, esses pontos estarão alinhados segundo a reta diagonal $y=x$. Obviamente, o alinhamento não será perfeito, devido a flutuações de amostragem. Contudo, se os pontos se afastarem muito da primeira bissetriz do gráfico, é indício forte de que as duas amostras não poderão ser consideradas provindas da mesma população.

Analogamente, ao comparar uma amostra a uma lei probabilística, se os pontos se distribuem aproximadamente em torno da reta $y=x$, aceita-se que a referida lei possa servir para a modelagem dessas observações. Porém se ocorrer que os pontos se afastam muito daquela “bissetriz”, seria o caso de supor que a referida lei de probabilidades não seria adequada à modelagem da amostra.

EXEMPLO 7

Tem-se no Gráfico 65 a “plotagem” QXQ para uma amostra que exhibe um comportamento simétrico, detectado *a priori*. Os quantis amostrais representam-se no eixo das abscissas, contra os quantis de uma lei normal, nas ordenadas. Ou seja, quantis observados contra quantis teóricos normais. Este gráfico sugere que se possa escolher a lei normal para modelar os dados.

Já o Gráfico 66, na mesma modalidade, com respeito à outra amostra, evidencia que a lei normal não seria uma escolha apropriada para sua modelagem. Com efeito, trata-se de amostra exibindo geometria “muito assimétrica”, que, aliás, se evidenciaria claramente através de seu

histograma, aqui omitido.

Neste último caso, poder-se-ia testar a possibilidade de os dados se ajustarem a outra lei, digamos gama, log-gama etc., também mediante gráficos Q x Q.

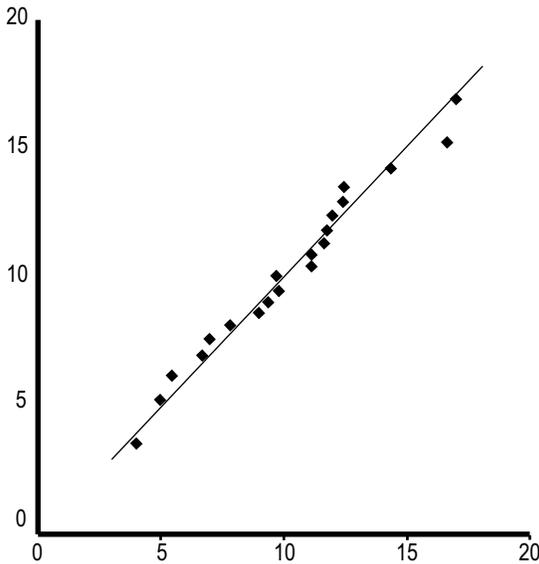


Gráfico 65 - Gráfico QxQ (Amostra Simétrica contra Lei Normal)

Fonte: Xavier; Xavier e Alves (2007, p. 139).

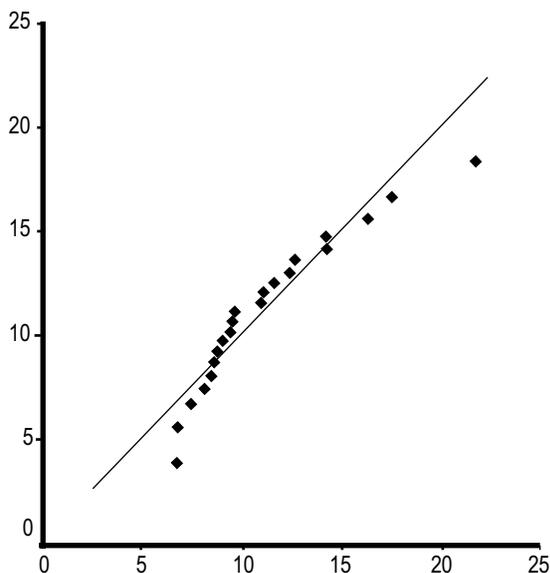


Gráfico 66 - Gráfico QxQ (Amostra Assimétrica contra Lei Normal)

Fonte: Xavier; Xavier e Alves (2007, p. 139).

Omite-se uma secção sobre *Box-Plots*, uma vez que já foram extensivamente utilizados em vários capítulos precedentes. Por outro lado, seu uso é tratado em textos mais modernos e em muitas fontes da *web*, como em manuais sobre *softwares* estatísticos.

10.11 - Intervalos de Confiança e Testes para Quantis

Neste livro não serão abordadas, para quantis, nem estimativas por intervalos (ou “intervalares”), tampouco *testes de hipóteses*. De fato, no plano operacional, em que quantis são utilizados como “medidas de separação” para determinar “classes” para chuvas, temperaturas, níveis de poluição etc., isto levaria a complicações desnecessárias.

Com efeito, neste contexto, as informações técnicas geradas de-

vem ser formuladas da maneira mais simples possível, para alcançar governantes, formadores de opinião, agricultores, a classe política como um todo; enfim, também o público em geral. Ou seja, os usuários de informações ambientais, meteorológicas, hidrológicas climáticas, e outras, uma vez que estas técnicas aplicam-se igualmente a diversas áreas, inclusive em ciências humanas, ciências da saúde, etc.

Decerto, quando forem examinadas as variações de um “quantil extremo”, no sentido de qualificar a existência ou não de mudanças ou flutuações climáticas, o emprego de intervalos de confiança ou a aplicação de testes de hipóteses adquire significado e importância (para responder a perguntas deste tipo: “o quantil $Q(0,95)$, de um período para o outro, cresceu realmente?”). Por tal motivo, são aqui fornecidas citações sobre esses tópicos, visto sua aplicabilidade na pesquisa climática básica.

Entre outras referências de caráter mais teórico, sobre quantis, as quais serão válidas aos leitores, encontram-se: Borovkov (1987) e Cox e Hinkley (1974) (em seu Apêndice 2, “estatísticas de ordem”). Por sua vez, Breiman (1973) também trata o problema de intervalos de confiança para quantis; Hogg e Craig (1978) tratam igualmente das distribuições de probabilidades para estatísticas de ordem, bem como sobre intervalos de confiança para quantis.

Em termos operacionais, com respeito a intervalos de confiança e testes de hipóteses para quantis, volta-se a citar Conover (1971, 2001), excelente texto na área dos métodos não-paramétricos.

Quanto ao teste da mediana, que se destina à comparação das centralidades de duas ou mais amostras através das suas medianas, é um teste não-paramétrico bastante difundido. Sobre cuja execução, além de Conover (1971, 2001), merece ser mencionado o livro de Siegel (1956); este último, dirigido para estudantes na área de ciências do comportamento (psicologia, educação etc.), embora constitua referência também válida para aplicações em outras áreas científicas. Além de Campos (1975), em publicação da Escola Superior de Agri-

Aplicações de Modelos e Técnicas na Detecção de Variabilidade no Clima e Extremos
cultura Luiz de Queiroz (ESALQ)/Universidade de São Paulo (USP),
Piracicaba.

Lembremos, outrossim, que o conhecido teste de Kruskal-Wallis constitui uma “análise de variância não-paramétrica”, em que são comparadas não as médias, mas as medianas de $k > 2$ classes.

Uma referência que eventualmente será útil refere-se ao intervalo de confiança para a mediana, conforme Vessereau (1987).

10.12-Outras Aplicações

Para aplicações à climatologia e áreas afins, em termos de questões específicas, seria impossível incluir tudo nesta publicação. Mas muitas delas já compareceram em capítulos precedentes, ou na bibliografia que está citada. Veja-se, também, Xavier (2001); Xavier; Xavier e Alves (2007); Pereira Filho; Santos e Xavier (2007) e Xavier e Silva (2010).

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABRAMOWITZ, M.; STEGUN, I. A. (Ed.). **Handbook of mathematical functions with formulas, graphs and mathematical tables**. US Dept of Commerce - National Bureau of Standards. 10th printing. Washington DC: Government Printing Office, 1972. 525 p.

ADLER, J. **R in a Nutshell: a desktop quick reference**. Beijing: OReilly Media. 2010. 611 p.

ALLES, D. L. (Ed.). **Geomorphology and dust storms in China**. up-dated 23-12-2012. Bellingham: Western Washington University, 2012. 35 p.

ALVES, J. **História das secas (séculos XVII a XIX): História do Ceará**, Monografia n. 23, 1o volume, Coleção Instituto do Ceará. Fortaleza: Instituto do Ceará, 1953. 244 p.

ANDREESCU, T.; FENG, Z. **A path to combinatorics for undergraduates: counting strategies**. Boston: Birkhäuser, 2004. 228 p.

ANDREOLI, R. V.; KAYANO, M. T. Multi-scale variability of the sea surface temperature in the tropical Atlantic. **Journal of Geophysical Research**, v. 109, n. C5 2004. 12 p.

ANÔNIMO. “A Grande Maré de 10-03-1891”, transcrição de “O Estado do Ceará”-16/03/1891, Revista do Instituto (Histórico, Geográfico e Antropológico) do Ceará, v.15, p. 107-109, 1901.

AQUINO, M. D. de. **Estudo da evaporação em superfícies livres de água no Semiárido**. 1986. 194 f. Dissertação de Mestrado em Engenharia de Recursos Hídricos - Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 1986. 194 p.

ARCHIBALD, E. E. A., Plant Populations I. A New Application of Neyman's Contagious Distributions, **Annals Botany**, London, v. 12, p. 221, 1948.

ARLÉRY, R.; GUILMET, B.; GRISOLLET, H. **Climatologie: méthodes et pratiques**. Paris: Gauthier-Villars, 1973. 434 p.

ARRUDA, H. V. de. Considerações gerais sobre transformações de dados experimentais. In: REUNIÃO INTERNACIONAL DE BIOMETRIA COMEMORATIVA DO 20º ANIVERSÁRIO DA REGIÃO BRASILEIRA DA SOCIEDADE INTERNACIONAL DE BIOMETRIA, 1975, [S.l.]. **Anais...** [S.l.: s.n.], 1979.

AYOADE, J. O. **Introdução à climatologia para os trópicos**. 3a. edição. Rio de Janeiro: Bertrand do Brasil, 1991.

BALAKRISHAN, N.; RAO, C. R. (Ed.). **Handbook of statistics** [V. 16: Order statistics: theory and methods]. Amsterdam: Elsevier, 1997. 688 p.

BALAKRISHAN, N.; RAO, C. R. (Ed.). **Handbook of statistics** [V. 17: Order statistics: applications]. Amsterdam: Elsevier, 1998. 712 p.

BAPTISTA, M. A.; MIRANDA, J. M. Revision of the Portuguese catalog of Tsunamis. **Natural Hazards and Earth System Sciences**, v. 9, p. 25-42, 2009.

BARKAN, R.; ten BRINK, U. S.; LIN, J. Far field tsunami simulations of the 1755 Lisbon earthquake: implications for tsunami Hazard to the U.S. East Coast and the Caribbean. **Marine Geology**, v. 264, p. 109-122, 2009.

BEALL, G. The fit and significance of contagious distributions when applied to observations on larval insects. **Ecology**, v. 21, n. 4, p. 460-474, 1940.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BEIRLANT, J.; GOEGEBEUR, U.; SEGERS, J; TEUGELS, J.L. **Statistics of extremes: theory and applications**. Hoboken-NJ: John Wiley & Sons, 2004. 522 p.

BEAMISH, R. J. (Ed.). Climate change and Northern fish populations. **Canadian Special Publication of Fisheries and Aquatic Sciences**, v. 121, p. 357-372, 1995.

BEASLEY, J. D.; SPRINGER, S. G. Algorithm AS111, the percentage points of the normal distribution. **Applied Statistics**, v. 26, n. 1, p. 118-121, 1977.

BENISTON, M.; STEPHENSON, D. B. Extreme climatic events and their evolution under changing climatic conditions. **Global and Planetary Change**, v. 44, p. 1-9, 2004.

BERTHOUEUX, P. M.; BROWN, L. C. **Statistics for environmental engineers**. 2nd. ed. Boca Raton: Lewis Publishers, 2002. 464 p.

BERTIER, P.; BOUROCHE, J. M. **Analyse des données multidimensionnelles**. Paris: Presses Universitaires de France, 1975. 270 p.

BIONDI, F.; GERSHUNOV, A.; CAYAN, D. R. North Pacific decadal climate variability since AD 1661. **Journal of Climate**, v. 14, n. 1, p. 5-10, 2001.

BLANC, P.L. Earthquakes and tsunami in november 1755 in Morocco: a different reading of contemporaneous documentary sources. **Natural Hazards and Earth System Sciences**, v. 9, p. 725-738, 2009.

BLANC, P.L. The atlantic tsunami on november 1st., 1755: world range and amplitude according to primary documentary sources. chap. 20, p. 423-446. In: MÖRNER, N. A. (Ed.). **The tsunami threat-research and technology**. Rijeka-Croatia: InTech - Open Access Company 2011. 714 p.

BOROVKOV. **Statistique mathématique**. Tradução D. Embarek. Moscou: MIR, 1987. 600 p. Original em russo de 1984.

BOX, G. E. P.; COX, D. R. An Analysis of Transformations. **Journal of the Royal Statistical Society - Series B (methodological)**, v. 26, n. 2, p. 211-252, 1964.

BOX, G. E.; HUNTER, J. S.; HUNTER, W.G. **Statistics for Experimenters: Design, Innovation and Discovery**. Wiley Series in Probability and Statistics. 2nd ed. Hoboken-NJ: John Wiley & Sons, 2005. 633 p.

BRASIL, T. P. S. **Memória sobre o clima e as secas no Ceará**. Fortaleza: [s.n.], 1877.

BRASIL, T. P. S. **Ensaio estatístico da Província do Ceará**. volume 2 (edição facsimilar), Fortaleza: Fundação Waldemar Alcântara, 1997. 330 p.

BRAUN, W. J.; MURDOCH, D. J. **A first course in statistical programming with R**. Cambridge: Cambridge University Press, 2007. 163 p.

BREIMAN, L. **Statistics: with a view toward applications**. Boston: Houghton Mifflin, 1973. 399 p.

BRENNAN, M. J.; HENNON, C. C.; KNABB, R. D. The operational use of the QuickSCAT ocean surface vector winds in the National Hurricane Center. **Weather and Forecasting**, v. 24, p. 621-645, 2009.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BRINK, U. S. Tsunami hazard along the U.S. Atlantic Coast. **Marine Geology**, v. 264, p. 1-3, 2009.

BRINK, U.S.; TWICHEL, D.; GEIST, E.; et al. **Evaluation of tsunami sources with the potential to impact the U.S. Atlantic and Gulf Coasts**: a report to the Nuclear Regulatory Commission. Woods Hole-Mass: USGS-U.S. Geological Survey Administrative. 2008. 322 p.

BROOKS, B. C.; DICK, W. F. L. **Introduction to statistical method**. 2nd ed. London: Heinemann, 1969. 332 p.

BURT, J. E.; BARBER, G. M.; RIGBY, D. L. **Elementary statistics for geographers**. 3th. ed., New York: Guilford Press, 2009. 653 p.

BUSSAB, W. O.; MORETTIN, P. A. **Estatística básica**. 5a. ed. São Paulo: Saraiva, 2003. 526 p.

BURY, K. V. **Statistical models in applied science**. New York: John Wiley & Sons, 1975. 625 p.

CAILLET, F.; PAGÈS, J. P. **Introduction à l'analyse des données**. Paris: SMASH-Société de Mathématiques Appliquées et de Sciences Humaines, 1976. 616 p.

CAMM, J. D.; EVANS, J. R. **Management science: decision technology**. Mason: South-Western College Publishing, 2000. 390 p.

CAMMILLERI, G. Une generalisation de la courbe de poisson. **Publications de l'Institut de Statistique de l'Université de Paris**, v. 27, n. 2 : 17-28, 1981

CAMPOS, H. **Estatística experimental não-paramétrica**. São Paulo: ESALQ/USP, 1975.

CASTILLO, E.; HADI, A.S.; BALAKRISHNAN, N.; SARABIA, J.M. **Extreme value and related models with applications in engineering and science**. Hoboken-NJ: John Wiley & Sons, 2005. 362 p.

CEARÁ. Governo do Estado do. Previsão para fevereiro-abril/2009 no Semiárido Nordeste. In: WORKSHOP DE AVALIAÇÃO CLIMÁTICA PARA O SEMIÁRIDO NORDESTINO, 11., 2009, [S.l.]. **Anais...** [S.l.: s.n.], 2009.

CHAMBERS, J. M. **Software for data analysis: programming with R**. New York: Springer Science+Business Media, 2008. 498 p.

CHAN, J. C. L.; ZHOU, W. PDO, ENSO and the early summer monsoon rainfall over South China. **Geophysical Research Letters**, v. 32, n. 8, 2005. 5 p

CHANG, P.; J. I. L.; LI, H. A decadal climate variation in the Tropical Atlantic Ocean from the thermodynamic air-sea interaction. **Nature**, v. 385, p. 516-518, 1997.

CHATERJEE, S.; HAI, A. S. **Regression analysis by example**. 4th ed. Hoboken-NJ Wiley-Interscience, 2006. 375 p.

CHATFIELD, C. **Statistics for technology**. London: Penguin Books, 1970. 359 p.

CHATFIELD, C. **Statistics for technology**: a course in applied statistics. 3th ed. London: Chapman & Hall-CRC Books, 1983. 384 p.

CHATFIELD, C. **Statistics for technology**, Middlesex-England: Penguin Books, 1970. 359p.

CHESTER, D. K. **The effects of the Lisbon earthquake and tsunami on the Algarve Region, Southern Portugal**. Liverpool: University of Liverpool, 2008. 34 p.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- CLARKE, R. T.; CHAUDHRY, F.; BAPTISTA, M. (Ed.)
Desenvolvimento Sustentável dos Recursos Hídricos, Artigos Seleccionados do XII Simpósio Bras. de Recursos Hídricos e II Simpósio de Hidráulica dos Países de Língua Portuguesa, 5-10 nov. 1995. São Paulo: ABRH-Associação Brasileira de Recursos Hídricos, 1995, Vol. 1, 454p.
- COHEN, Y.; COHEN, J. Y. **Statistics and data analysis with R: an applied approach through examples**. New York: John Wiley & Sons Ltd, 2008. 599 p.
- COLE, F. W. **Introduction to meteorology**. 2nd ed., New York: John Wiley & Sons, 1975. 495 p.
- COLES, S. **An introduction to statistical modeling of extremes values**. Springer Series of Statistics. 3d printing. London: Springer Verlag, 2004. 208 p.
- CONOVER, W. J. **Practical nonparametric statistics**. New York: John Wiley & Sons, 1971. 462 p.
- CONOVER, W. J. **Practical nonparametric statistics**. 3th ed. New York: John Wiley & Sons, 1999. 584 p.
- CONRAD, V. **Methods in climatology**. Cambridge-Mass: Harvard University Press, 1944. 228 p.
- CONRAD, V.; POLLACK, L. V. L. **Methods in climatology**. Cambridge-Mass: Harvard University Press, 1950. 459 p.
- CORREA, J. C.; GONZÁLEZ, N. **Gráficos estadísticos con R**. Medellín: Universidad Nacional, 2002. 299 p.
- COX, D. R.; HINKLEY, D. V. **Theoretical statistics**. London: Chapman & Hall, 1974. 511 p.

CRAWLEY, M. J. **The R book**. Chichester: John Wiley & Sons, 2007. 942 p.

CRAWLEY, M. J. **The R book**. 2nd ed. Chichester: John Wiley & Sons, 2013. 975 p.

CROXTON, F. E.; COWDEN, D. J. **Applied general statistics**. 2nd ed. New York: Prentice-Hall, 1959. 843 p

DABRIO, C. J.; GOY, J. L.; ZAZO, C. The record of the tsunami produced by the 1755 Lisbon earthquake in Valdelagrana spit (Gulf of Cádiz, Southern Spain). **Geogaceta**, v. 23, p. 31-24, 1998.

DACEY, M. F. Modified Poisson law for point pattern more regular than Random, **Annals of Association of American Geographers**, v. 54, n. 4, p. 559-565, 1968.

DACHS, J. N. W. **Estatística computacional**: uma introdução em Turbo-Pascal. Rio de Janeiro: Livros Técnicos e Científicos, 1988. 236 p.

DALGAARD, P. **Introduction to statistics with R**. Series Statistics and Computing. New York: Springer-Verlag, 2002. 267 p.

DALGAARD, P. **Introductory statistics with R**. 2nd ed. New York: Springer Science Business Media, 2008. 363 p.

DALGAARD, P. **Introductory statistics with R**. 2nd ed. New York: Springer Science Business Media, 2008. 363 p. [Regression/Correlation, p. 109-126; Analysis of Variance and Kruskal-Wallis Test, p. 127-144].

DAVID, H. A.; NAGARAJA, H. N. **Order statistics**. 3th ed. New York: John Wiley & Sons, 2003. 458 p.

DAVIS, J. C. **Statistics and data analysis in geology**. 3rd. ed. New York: John Wiley & Sons, 2002, 656 p.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- DODGE, Y. **The concise encyclopedia of statistics**. New York: Springer Science, 2008. 616 p.
- DOWDY, S., WEARDEN, S.; CHILKO, D. **Statistics for research**. Hoboken-NJ: John Wiley and Sons, 2004, 640 p.
- DRAPER, N. R.; SMITH, H. **Applied regression analysis**. 3th ed. New York: Wiley-Interscience, 1998. 736 p.
- DROESBEKE, J. J.; TASSI, P. **Histoire de la statistique**, coll. que sais-je?. Paris: Presses Universitaires de France, 1990. 128 p.
- EAGLEMAN, J. R. **Meteorology, the atmosphere in action**, New York: D. Van Nostrand Reinhold Co, 1980. 384 p.
- EMBRAPA. **Análise espacial de dados geográficos**. Planaltina, DF, 2004. 210 p.
- ESCOURROU, G. **Climatologie pratique**. Collection Géographie. Paris: Masson, 1978. 162 p.
- ESSENWANGER, O. M. **Elements of statistical analysis**. General Climatology: 1B, Amsterdam: Elsevier Science Publishers, 1986. 425 p.
- EVANS, D. A. Experimental evidence concerning contagious distributions in ecology. **Biometrika**, v. 40, p. 186-211, 1953.
- EVERITT, B. S. **An R and S-plus companion to multivariate analysis**. New York: Springer Science+Business Media, 2005. 221 p.
- EVERITT, B. S.; HOTHORN, T. **A handbook of statistical analysis with R**. 2nd ed. Boca Raton-FL: Chapman & Hall/CRC, 2010. 348 p.
- FARAWAY, J. J. One-way analysis of variance. Chapter 14 In: _____. **Linear models with R**. 2nd edition London: Chapman & Hall/CRC, 2014. 286 p.

FELLER, W. On a general class of contagious distributions. **The Annals of Mathematical Statistics**, v. 14, p. 384-400, 1943.

FERREL, W. An essay on the currents of the oceans british library, the world's knowledge. **Nashville Journal of Medicine and Surgery**, v. 12, n. 3-4, Oct./Nov. 1856. v 11, n. 3, 1856, p.7-19.

FERRO, C. C. **Terremoto em Lisboa, tremor na Bahia: um protesto contra o donativo para a reconstrução de Lisboa (1755-1757)**. Dissertação de Mestrado em História Social, Niteroi-RJ: Universidade Federal Fluminense, 2009. 153 p.

FISHER, R. A. **Statistical methods for research workers**. Edinburgh: Oliver and Boyd, 1925. 356 p

FISHER, R. A. **The design of experiments**. Edinburgh: Oliver and Boyd, 1935. 252 p.

FISHER, R. A.; TIPPETT, L. H. C. Limiting forms of the frequency of the largest and smallest member of a sample. **Proceedings of the Cambridge Philosophical Society**, v. 24, p. 180-190, 1928.

FILLIBEN, J. F. Exploratory data analysis. In: NIST-National Institute of Standards and Technology. **Engineering statistics handbook**. [S.l.], 2012. Disponível em: <<http://www.itl.nist.gov/div898/handbook/>>. Acesso em: 26 ago. 2011.

FLANNER, M.G.; ZENDER, C. S.; RANDERSON, J.T.; RASCH, P.J. Present-day climate forcing and response from black carbon in snow. **Journal Geophysical Research**, v. 112, n. D11, 17 p., 2007.

FOX, J. **An R and S-plus companion to applied regression**. [S.l.]: SAGE Publications, 2002. 312 p.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

FRANÇA, C. A. S.; MESQUITA, A. R. de. The december 26th. 2004 tsunami recorded along the Southeastern Coast of Brazil. **Natural Harzards**, v. 40, n. 1, p. 209-222, 2007.

FRANÇA, J. A. **A reconstrução de Lisboa e a arquitetura Pombalina**. Biblioteca Breve, v. 12, 3a. edição. Lisboa: Instituto de Cultura e Língua Portuguesa-Ministério da Educação, 1989. 127 p.

FRÉCHET, M. Sur la loi de probabilité de l'écart maximum. **Annales de la Societé Polonaise de Mathématiques**, v. 6, p. 63, 1927.

FREUND, J. E.; WILLIAMS, F. J. **Dictionary outline of statistics**. New York: Dover Publications, 1991. 195 p.

FREUND, R. J.; WILSON, W. J. **Statistical methods**. 2nd ed. Amsterdam: Academic Press / an Imprint of Elsevier, 2003. 673 p.

GALTON, F. Statistics by intercomparison, with remarks on the law of frequency of error. **Philosophal Magazine**, v. 49, n. 322, p. 33-46, 1875.

GALTON, F. Anthropometric per-centiles. **Nature**, Vol. 31, p. 223-225, Jan.8, 1885.

GALTON, F. Application of the Method of Percentiles to Mr. Yule's data on the distribution of pauperism. **Journals of the Royal Statistical Society**, v. 59, p. 392-386, 1896.

GARCIA, S. R. **Variabilidade do sistema de monção da América do Sul**: relações com a oscilação decadal do Pacífico. Dissertação (Mestrado em Meteorologia), INPE-Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, São José dos Campos, 2006. 146 p.

GIBBS, W. J.; MAHER, J. V. **Rainfall deciles as drought indicators**. Bulletin n.48. Melbourne: Bureau of Meteorology, 1967.

GIBBS, W. J. **A drought watch system**: TD n. 193 Geneve: WMO-World Meteorological Organization, 1987.

GILCHRIST, W. G. **Statistical modelling with quantile functions**. Boca Raton: Chapman & Hall, 20003. 20 p.

GIVONI, B. **Urban design in different climates**. World Climate Programme. Geneve: WMO-World Meteorological Organization, 1989. 210 p. GORALSKI, A. Distribution Z-Poisson. **Publications de l'Institut de Statistique de l'Université de Paris**, v. 22. FASC. 1 - 2, p. 45-49, 1977.

GOLDENBERG, S. B. et al. The recent increase in Atlantic hurricane activity: causes and implications. **Science**, v. 293, n. 5529, p. 474-79, 2001. GOMES, M. C. G.; CURI, P.R.; KROLL, L. B. Transformações aplicáveis a dados pluviométricos. In: **Reunião internacional de biometria comemorativa do 20º aniversário da região brasileira da Sociedade Internacional de Biometria**, 1975, [S.l.]. **Anais...** [S.l.: s.n.], 1979.

GREGORY, S. **Statistical methods and the geographer**. Geographies for Advanced Studies, edited by Prof. S.H. Beaver 2nd ed. London: Longmans, 1963, 278 p.

GRIFFIN, D. W. et al. African desert dust in the Caribbean atmosphere: microbiology and public health. **Aerobiologia**, v. 17, n. 6, p. 203, 2001.

GRIFFIN, D. W.; KELLOGG, C. A.; SHINN, E. A. Dust in the wind: long range transport of dust in the atmosphere and its implications for global public and ecosystem health. **Global Change and Human Health**, v. 2, n. 1, p. 20-33 , 2001.

GRISOLLET, H.; GUILMET, B.; H.; ARLÉRY, R. **Climatologie: méthodes et pratiques**. Coll. Monographies de la Météorologie Nationale. Paris: Gauthier-Villars, 1962. 401 p.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

GROUSSET, F. E. et al. Case study of a Chinese dust plume reaching the French alps. **Geophys Research Letters**, v. 30, n. 6, p. 1277, 2003.

GUEYMARD, C. A.; LAULAINEN, N. S.; VAUGHN, J. K.; VIGNOLA, F. E. China's dust affects solar resource in the U.S.: a case study. p. 383-390 In: Proceedings of the Solar Conference, Boulder-Colorado: ASES-American Solar Energy Society-American Institute of Architects, 2000.

GUENTHER, W. C. **Concepts of statistical inference**. New York: McGraw-Hill, 1965. 353 p.

GUENTHER, W. C. **Concepts of statistical inference**. 2nd ed. New York: McGraw-Hill, 1973. 533 p.

GUILLÉN, N. El bosque enfermo: poema. In: _____. **La rueda dentada**. La Habana: UNEAC, 1972. 131 p.

GUILLÉN, N. **Summa poética**. Ed. L. I. Madrigal. Madrid: 1977. 230 p.

GUMBEL, E. J. **Statistics of extremes**. Columbia: Columbia University Press, 1958. 375 p.

GUMBEL, E. J. **Statistics of extremes**. New York: Dover Books in Science and Mathematics, 2004. 376 p.

GUTTMAN, N. B.; HOSKING, J. R. M.; WALLIS, J. R. Regional precipitation quantile values for the continental United States computed from L-moments. **Journal of Climate**, v. 6, p. 2326-2340, 1993.

HAIGHT, F. A. **Handbook of the Poisson distribution**. New York: John Wiley & Sons, 1967. 167 p.

HALD, A. **Statistical theory with engineering applications**. New York: John Wiley, 1952. 784 p.

HALPHEN, E. Sur l'hydrologie statistique / statistical hydrology. In: JOURNÉES DE HYDRAULIQUE - SOC. HYDROTECH. DE FRANCE, 3., 1954, Grénoble. **Annales...** Grénoble: La Houille Blanche, p. 169-171, 1954.

HAMAN, K. **Probabilistic problems in atmospheric sciences**. Varsóvia: Instytut Geofizyk-UW, [19--]. 6 p.

HANN, J. F. von. **Handbuch der klimatologie**. Stuttgart: Verlag von J. Engelhorn, 1883. 762 p.

HANN, J. F. von. **Handbook of climatology**. Part 1: General Climatology. New York: The MacMillan Co. / MacMillan Co. Ltd., 1903. 437 p.

HARE, S. R. **Low frequency climate variability and salmon production**. Dissertation Ph.D - SAFS-School Aquatic and Fishery Sciences. Seattle: University of Washington, 1995. 306 p.

HARE, S. R.; FRANCIS, R. C. Climate change and salmon production in the Northeast Pacific Ocean. In: BEAMISH, R. J. (ed), Climate Change and Northern Fish Populations. - **Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci.** v. 121. p. 357-372, 1995.

HEREFORD, R.; WEBB, R.H.; GRAHAM, S. **Precipitation history of the Colorado Plateau Region: 1900-2000**. US-Department of Interior / USGS-US GEOLOGICAL CENTER. Fact Sheet 119-02, 2002. 4 p.

HARGREAVES, G. H. **Monthly precipitation probabilities for Northeast Brazil**. Logan-UT: Utah State University, 1973. 424 p.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

HINKLEY, D. On quick choice of power transformation. **Applied Statistics**, v. 26, n. 1, p. 67-69, 1977.

HIRSCH, W. Z. **Introduction to modern statistics**: with applications to business and economics. New York: MacMillan, 1957. 429 p.

HOAGLIN, D. C.; MOSTELLER, F.; TUKEY, J. W. (Ed.). **Understanding robust and exploratory data analysis**. New York: John Wiley, 1983. 447 p.

HOGG, V.; CRAIG, A. T. **Introduction to mathematical statistics**. 4th ed. New York: Collier MacMillan International Editions, 1978. 438 p.

HUANG, B.; SHUKLA, J. An examination of AGCM simulated surface stress and low level winds over the Tropical Pacific Ocean. **Monthly Weather Review**, v. 125, p. 985-998, 1997.

HUMBOLDT, A. Von. **Oceano, atmosfera, geomagnetismo**. Madrid: Espasa, 1949. 293 p.

HUSAR, R. B.; TRATT, D. M.; SCHICHTEL, S. R.; et all. Asian dust events of april 1998. **Journal of Geophysical Research**, v. 106, n. D16, p. 18.317-18.330, 2001.

IRVINE, J. R.; CRAWFORD, W. R. **State of physical, biological and selected fishery resources of Pacific Canadian marine ecosystems in 2012**. [S.l.]: Canadian Science Advisory Secretariat, 2013. 140 p. (Research document 2013/032).

JISAO. **The Pacific Decadal Oscillation (PDO)**. [S.l.: s.n.], 1900. Disponível em: <<http://jisao.washington.edu/pdo>>. Acesso em: 2008.

JOHNSON, D. Triangular approximations for continuous random variables in risk analysis. **Journal of the Operational Research Analysis**, v. 53, n. 4, p. 457-467, 2002.

KAYANO, M. T.; ANDREOLI, R. V. Relations of South American summer rainfall interannual variations with the Pacific Decadal Oscillation. **International Journal of Climatology**, v. 27, n. 4, p. 531-540, 2006.

KENNEY, J. F.; KEEPING, E. S. **Mathematics of Statistics**, Part 1, 3rd. ed., Princenton-NJ: D. Van Nostrand Co. Inc., 1954. 348 p.

KLEINBAUM, D. G.; KUPPER, L.L.; MULLER, K.E; NIZAM, A. **Applied regression analysis and other multivariate methods**. 3th ed. Pacific Grove-CA: Duxbury Press, 1998. 798 p. [Chap. 17, One-way analysis of Variance, p. 423-483].

KOREN, I. et al. The bodélé depression: a single spot in the Sahara that provides most of the mineral Dust to the Amazon Forest. **Environmental Research Letters**, v. 1, n. 1, p. 5, 2006.

KOVANEN, D. J. Decadal variability in climate and glacier fluctuations on Mt Baker, Washington, USA. **Geografiska Annaler: Series A: Physical Geography**, v. 85, n. 1, p. 43-55, 2003.

KOZAK, J. T.; MOREIRA, V. S.; OLDROYD, D. R. **Iconography of the 1755 Lisbon Earthquake**. Prague: Academy of Sciences of the Czech Republic, 2005. 82 p. KUHNERT, P.; VENABLES, B. **An Introduction to R: software for statistical modelling and computing**. Cleveland-Australia: CSIRO, 2005. 364 p.

KOZAK, J. B. T. **Images of historical earthquakes**. The Jan T. Kozak Collection. PEEC-Pacific Earthquake Engineering Center - Kozek Collection, Berkeley: University of California, 1998. (Kozak Collection)

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

KOZAK, J. B. T. **Images of historical earthquakes - The Jan T. Kozak Collection**. PEEC-Pacific Earthquake Engineering Center. Digitized 875 slides of illustrations of historical earthquakes from Dr. Kozak's Collection (online archive). Berkeley: University of California, 1998-2005.

LANDSEA, C. W. et al. Atlantic basin hurricanes: indices of climatic changes. **Climate Change**, v. 42, p. 89-129, 1999.

LANDSBERG, H. E. City climate. Chap. 3, p. 299-334. In: LANDSBERG, H. E. (Ed.). **World Survey of Climatology. Volume 3. General Climatology** Amsterdam: Elsevier Science Ltd., 1981. 420 p.

LANDSBERG, H. E. **The urban climate**. Internet Geophysics Series, v. 28. New York: Academic Press, 1981. 275 p.

LARSON, H. **Introduction to probability theory and statistical inference**. 2nd ed. New York: Wiley International Edition, 1969. 388 p.

LARSON, H. **Introduction to probability theory and statistical inference**. 3th ed. New York: Wiley International Edition, 1982. 656 p.

LEE, D. M.; GAFFNEY, D. O. **District rainfall deciles**: Australia: Canberra: Bureau of Meteorology-Australian Government Publishing Service, 1986. 101 p.

LEVINE, D. M.; BERENSON, M. L.; STEPHAN. **Estatística: teoria e aplicações: usando o Microsoft Excel em português**. Rio de Janeiro: Livros Técnicos e Científicos Editora, 2000. 812 p. Tradução da edição de 1998.

LIMA, V. V. et al. Impact of a 1755-like tsunami in Huelva-Spain. **Natural Hazards and Earth System Sciences**, v. 10, p. 139-148, 2010. LOGAN, M. **Biostatistical design and analysis using R: a practical guide**. Hoboken-NJ: Wiley-Blackwell, 2010. 576 p

LILLQUIST, K.; WALKER, K. Historical glacier and climate fluctuations at Mount Hood, Oregon. **Arctic, Antarctic & Alpine Research**, v. 38, n. 3, p. 399-412, 2004.

LIU, W. T. W.; TANG, W. **Ocean surface wind by Quikscat**. California: Jet Propulsion Laboratory, 2001.

LIU, W. T. H.; XAVIER, A. F. S.; XAVIER, T. M. B. S. Relações da pluviometria na grande São Paulo com o índice de vegetação de diferença normalizada e outras covariáveis. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE RECURSOS HÍDRICOS, 1991, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: [s.n.], 1991.

LOMBARDO, M. A. **Ilha de calor nas metrópoles: o exemplo de São Paulo**. São Paulo: Hucitec, 1985. 244 p.

LONGJUN, C. (2001), Disasters of Strong Sandstorms over Large Areas and the Spread of Land Desertification in China, chapter 10, p. 215-226 in. YANG, Y.; SQUIRES, V.; LU, Q. (Eds.) **Global alarm: dust and sandstorms of world's drylands**. New York: UNCCD-United Nations, 2001. 343 p.

MANTUA, N. (2002) How Does the Pacific decadal oscillation impact our climate?. **The Climate Report**, v. 1, n. 1, *CRS-Climate Risk Solutions*, copyright 2002.

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**, v. 78, n. 6, p. 1069-1079, 1997.

MANUGISTICS-STATGRAPHICS, **Statgraphics 5 Plus**, User Manual, Chapters 1-15 + Appendixes A-F + Index, Rockville-Md: Manugistics Inc., 2000, one volume (various pagings).

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

MARCUS, D. A. **Combinatorics: a problem oriented approach.** Washington-DC: The Mathematical Association of America, 1998. 136 p.

MARENGO, J.A. et al., Low frequency variability of the SALLJ **CLIVAR/Exchanges-Scientific Contributions**, v. 9, n. 1, p. 26-27, 2004

MARTINEZ, W. L.; MARTINEZ, A. R. **Computational statistics handbook with matlab.** London: Chapman & Hall, 2000. 584 p.

MARTINEZ, W. L.; MARTINEZ, A. R.; SOLKA, J. **Exploratory data analysis with matlab.** 2nd ed. London: Chapman & Hall, 2010. 530 p.

MAURY, M. F. **The physical geography of the sea.** New York: Harper & Brothers, Publishers, New York, 3d edition, 1855. 141 p.

MAURY, M. F. **The physical geography of the sea and its meteorology.** 8th edition, revised and greatly enlarged + plates: Harper & Brothers, Publishers, New York, 1860. 474 p.

MAURY, M. F. **Physical geography for schools and general readers.** London: Longmans, 1864. 141 p.

MEYER, P. L. **Probabilidade: aplicações à estatística.** 2a. ed., 1983, reimpressão 2000. Rio de Janeiro: Livros Técnicos e Científicos, 1983. 426 p.

MONTGOMERY, D. C.; RUNGER, G. C. **Applied statistics and probability for engineers.** 3th ed. Hoboken-NJ: John Wiley & Sons, 2003. 706 p.

MONTGOMERY, D. C.; RUNGER, G. C. **Applied statistics and probability for engineers.** 5th ed. Hoboken-NJ: John Wiley & Sons, 2010. 784 p.

MOHKTARI, M. (Ed.). **Tsunami: a growing disaster**. Rijeka-Croatia: InTech-Open Access Company, 2011. 232 p.

MOOD, A. M.; GRAYBILL, F. A.; BOES, D. C. **Introduction to the theory of statistics**. 3th ed. Tokyo: MacGraw-Hill, 1974. 654 p.

MORAN, P. A. P. Calculation of the normal distribution function. **Biometrika**, v. 67, n. 3, p. 675-676, 1980.

MORAN, S. R. **Observations on AF/SMC proposal cost-risk evaluation techniques, business development, advanced programs & technology**. Bethesda-MD: Lockheed Martin Missiles and Space, 1996.

MORICE, E.; CHARTIER, F. **Méthode statistique, 2ème partie: analyse statistique**. Paris: Institut Nationale de la Statistique et des Études Économiques, 1954. 555 p.

MORLAT, G. Les lois de probabilités de Halphen. **Revue de Statistique Appliquée**, v. 4, n. 3, p. 21-46, 1956.

MÖRNER, N. A. (Ed.). **The tsunami threat-research and technology**. Rijeka-Croatia: InTech-Open Access Company, 2011. 714 p. MOSTELLER, F.; TUKEY, J. W. **Data analysis and regression**. Boston: Addison Wesley Publishing, 1977. 588 p.

NEIRE, I.; ENGLE, C. R.; NGUGI, C. Economic and risk analysis of tilapia production in Kenya, p. 329-399 In: **Burright, J.; Flemming, C.; Egna, H. (Ed.), Twenty-second annual technical report - Acquaculture CRSP**. Corvallis: Oregon State University, 2005.

NEIRE, I.; ENGLE, C. R.; NGUGI, C. Economic and risk analysis of tilapia production in Kenya, **Jornal of Applied Acquaculture**, v. 21, n. 2, p. 73-95, 2009

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

NEYMAN, J. On a new class of contagious distributions, applicable in entomology and microbiology. **Annals of Mathematical Statistics**, v. 10, p. 35-57, 1939.

NIGAM, S.; BARLOW, M.; BERBERY, E. H. Analysis links Pacific decadal variability to drought and streamflow in United States. **EOS**, v. 80, n. 61, p. 621-622, 625, 1999.

NITTA, T.; YAMADA, S. Recent warming of tropical sea surface temperature and its relationship to the Northern Hemisphere circulation. **Journal of the Meteorological Society of Japan**, v. 67, p. 375-383, 1989.

NIVEN, I. V. **Mathematics for choice**: or how to count without counting. New York: Random House, 1965. 202 p.

NOAA SHIP FERREL. **William Ferrel**: 1817-1891. [S.l.: s.n.], [20--]. Disponível em: <<http://www.moc.noaa.gov/fe/ferrel.htm>>. Acesso em: 2014.

OSTLE, B. **Statistics in Research**. Basic Concepts and Techniques for Researchers Workers, 2nd edition. Ames: The Iowa State University Press, 1963. 585 p.

OSTLE, B. **Estadística aplicada**: Técnicas de la Estadística Moderna, cuando y donde aplicarlas. Mexico: Editorial Limusa-Wiley S.A., 1965. 629 p.

PAGNEY, P. **La climatologie**. 3 ed., Coll. Que sais-je? Paris: Presses Universitaires de France, 1985. 127 p.

PARZEN, E. Nonparametric statistical data modeling (with discussion). **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, p. 105-131, 1979.

PATTERSON, R. T.; CHANG, A.S., PROKOOPH, A., ROE, H.M.; SWINDLES, G.T. Influence of the pacific decadal oscillation, el-niño southern oscillation and solar forcing on climate and primary productivity changes in the Northeast Pacific. **Quarterly International**, v. 310, p. 1-16, 2013.

PAVIA, E.G. The relationship between pacific decadal and southern oscillations: implications for the climate of northwestern Baja California. **Geofísica Internacional**, v. 48, n. 4, p. 385-389, 2009

PAVIA, E. G.; GRAEF, F.; REYES, J. PDO-ENSO effects in the climate of México. **Journal of Climate**, v. 19, n. 24, p. 6433-6438, 2006.

PEREIRA FILHO, A. J.; XAVIER, T. M. B. S. Monitoramento espacial do tempo e do microclima da Região Metropolitana de São Paulo: a importância do serviço de climatologia. Cap. 7, p. 233-253. In: PEREIRA, F.; SANTOS, P. M. dos; XAVIER, T. de M. B. S. (Org.). **Evolução do tempo e do clima na Região Metropolitana de São Paulo**: obra comemorativa dos 60 anos de Incorporação do IAG à USP: 1946-2006: 75 anos da Estação Meteorológica do IAG-USP. São Paulo-SP: IAG-Universidade de São Paulo, 2007. 281 p.

PEREIRA FILHO, A. J.; SANTOS, P. M. dos; XAVIER, T. M. B. S. (Org.). **Evolução do tempo e do clima na Região Metropolitana de São Paulo**: obra comemorativa dos 60 anos de Incorporação do IAG à USP: 1946-2006: 75 anos da Estação Meteorológica do IAG-USP. São Paulo: IAG-USP, 2007. 281 p.

PINKAYAN, S. **Areal distributions of wet and dry years**: Thesis-Colorado State University-USA Fort-Collins: Colorado State University, 1965. 115 p.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- PINKAYAN, S. **Conditional probabilities of occurrence of wet and dry years over a large continental area.** Fort Collins: Colorado State University, 1966. (Hydrology Papers, n. 12).
- PIELKE JR, R. A. et al. Hurricanes and global warming. **Bulletin of the American Meteorological Society**, V. 86, p. 1571-1575, Nov. 2005.
- POMPEU, S. T. **História das secas: século XX: história do Ceará.** Fortaleza: A. Batista Fontenele, 1953. (Monografia, n. 23; Coleção Instituto do Ceará, v. 2).
- POMPEU Sobrinho, T. **História das secas (século XX): História do Ceará, Monografia n. 23, 2.^o Volume, Coleção Instituto do Ceará, Ed. A. Batista Fontenele, Fortaleza-Ceará, 1953. 342p.**
- QUETELET, A. **Mémoire sur les variations diurne et annuelle de la température, et en particulier de la température terrestre à différentes profondeurs d'après les observations faites à l'Observatoire de Bruxelles.** Mémoire de l'Académie Royale des Sciences et Belles Lettres de Bruxelles. Bruxelles: Officina Typographica M. Hayez, 1837. 80 p.
- REBELLO, E. R. G. **A oscilação decadal do Pacífico e sua possível influência no regime de precipitação do Rio Grande do Sul.** Brasília: Instituto Nacional de Meteorologia, 2006. 6 p.
- REIMER, P. J.; BAILLIE, M. G. L.; BARD, E.; et al. IntCal04 radiocarbon age calibration, 0-26 CAL KYR BP. **Radiocarbon**, Arizona, v. 46, n. 3, p. 1029-1069, 2004.
- ROGER, J. et al. The 1755 Lisbon tsunami in Guadeloupe Archipelago: source sensitivity and investigation of resonance effects. **The Open Oceanography Journal**, v. 4, p. 58-70, 2010.

ROGERSON, P. **Statistical methods for geography**. London: SAGE Publications, 2001. 236 p.

ROHATGI, V. K. **Statistical inference**. New York: John Wiley & Sons, 1984. 940 p.

ROHATGI, V. K. **Statistical inference**. New York: Dover Publications, 2010. 948 p.

ROSS, S. M. **Introduction to probability and statistics for engineers and scientists**. 3th ed. Amsterdam: Elsevier, 2004. 624 p.

ROUSSAS, G. **Introduction to statistical inference**. Amsterdam: Elsevier Science, 2003. 328 p.

RUFFMAN. Tsunamis of Eastern Canada, 1755: present (abstract): Workshop JW.1: Tsunami Sources around Europe, European Geophys Society: XV General Assemble, April 23-27, Copenhagen, Denmark. **Annales Geophysicæ**, p. 334-335, 1990. Special issue.

RUFFMAN. From an Ephemerides to Observation on The Changes of The Air: Documenting the Far-field parameters of the November 1, 1755 Lisbon tsunami in the Western Atlantic (abstract), Atlantic Geoscience Society 32nd Colloquium and Annual Meeting, February 3-4, Greenwich, Nova Scotia: program with abstracts. **Atlantic Geology**, v. 42, n. 1, p. 63-64, 2006.

SACHS, L. **Estatística aplicada**. Tradução G. W. Keurleber. Barcelona: Editorial Labor, 1978. 567 p.

SAPORTA, G. **Probabilités, analyse des données et statistique**. Paris: Éditions Technip, 1990. 494 p.

SCHLESSELMAN, J. J. Power families: a note on the Box and Cox transformations. **Journal Royal Statistical Society: Series B**, v. 33, p. 307-311, 1971.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

SCHWARTZ, D. **Méthodes statistiques à l'usage des médecins et biologistes**. 2ème éd. Paris: Éditions Médicales Flammarion, 1963. 296 p.

SCHWING, F. B.; MURPHY, T.; GREEN, P. A climate index for the Northeast Pacific. **Progress in Oceanography**, v. 53, p. 115-139, 2002.

SERVAIN, J. Simple climate indices for the Tropical Atlantic Ocean and some applications. *Journal of Geophysical Research*, v. 96, p. 15137-15146, 1991.

SHAPIRO, L. J. Hurricane climatic fluctuations: part II: relation to large-scale circulation. **Monthly Weather Review**, v. 110, n. 8, p. 1014-1023, 1982.

SHAPIRO, J.; GOLDENBERG, S. B. Atlantic sea surface temperatures and tropical cyclone formation. **Journal of Climate**, v. 11, n. 4, p. 578-90, 1998.

SHEN, C.; WANG, W-C; GONG; W.; HAO, Z. A Pacific decadal oscillation record since 1470AD reconstructed from proxy data of summer rainfall over Western China. **Geophysical Research Letters**, v. 33, L03702, 2006.

SIEGEL, S. **Nonparametric statistics for the behavioral sciences** New York: McGraw-Hill - Kogakusha, 1956. 312 p.

SILVA, L. F. **Precipitação no norte do Nordeste brasileiro e padrões de temperatura de superfície e pressão ao nível do mar: relações com as fases do El Niño: oscilação sul e oscilação decadal do Pacífico**. Dissertação (Mestrado em Meteorologia) - INPE- Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, São José dos Campos, 2007. 95 p.

SILVA, G. A. M. da. **Evolução dos eventos El Niño em fases distintas da oscilação decadal do Pacífico: impactos no jato de baixos níveis a leste dos Andes e nos ciclones extratropicais da América do Sul.** 2009. Tese (Doutorado em Meteorologia) USP- Universidade de São Paulo / IAG-Instituto de Astronomia Geofísica e Ciências Atmosféricas, São Paulo, 2009. 112 p.

SNEDECOR, G. W. **Calculation and interpretation of analysis of variance and covariance.** Monograph - Iowa State College - Division of Industrial Science. Ames: Collegiate Press Inc, 1934. 96 p.

SNEDECOR, G. W. **Statistical methods applied to experiments in agriculture and biology.** Ames: Collegiate Press, 1937. 341 p.

SNEDECOR, G. W.; COCHRAN, W. G. **Statistical methods with applications in agriculture and biology.** 8th ed. Ames: Iowa State University Press, 1989. 491 p.

SPIEGEL, M. R.; STEPHENS, L. J. **Theory and problems of statistics.** Schaum's Outline Series, 3th ed. New York: McGraw Hill, 1999. 538 p.

STORCH, H. von; ZWIERS, W. **Statistical Analysis in climate research.** Cambridge: Cambridge University Press, 1999. 484 p.

TAYLOR, D. A. Dust in the wind. **Environmental Health Perspectives**, v. 110, n. 2, p. 80-87, 2002. TEETOR, P. R **cook book.** Beijing: O'Reilly Midia, 2011. 416 p.

TOMASSONE, R.; LESQUOY, E.; MILLIER, C. **La régression: nouveaux regards sur une ancienne méthode statistique.** Paris: Éditions Masson, 1983. 181 p.

TORANZOS, F. I. **Estatística.** Tradução de L.A. Caruso. São Paulo: Editora Mestre Jou, 1969. 381 p.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

TRENBERTH, K. E. Uncertainty in hurricanes and global warming. **Science**, v. 308, n. 5729, p. 1753-1754, 2005. TUKEY, J. W. On the comparative anatomy of transformations. **Annals of Mathematical Statistics**, v. 28, n. 3, p. 602-632, 1957.

TRENBERTH, K. E. Recent observed interdecadal climate changes in the Northern Hemisphere. **Bulletin of the American Meteorological Society**, v. 71, p. 988-993, 1990.

TRIPLET, J. P.; ROCHE, G. Les grands Courants Aériens. Chap. 9, page 208. In: _____. *Météorologie générale*. Trappes: École Nationale de la Météorologie, 1986. 317 p.

TUKEY, J. W. **Exploratory data analysis**. Reading-MA: Addison-Wesley, 1977. 688 p.

VACCARO, J. J. **Interdecadal changes in the hydrometeorological regime of the Pacific Northwest and in the regional-to-hemispheric climate regimes, and their linkages**. Washington, U.S. Geological Survey - Water Resources Investigation Report, 02-4176, 2002. 94 p. [<http://pubs.er.usgs.gov/usgspubs/wri/wri024176>]

VAN GYSEGEM, A.; **Meteorological observations in urban environment**, Publ. Ser. B. n. 93, Bruxelles: Institut Royal de Météorologie de Belgique, 1978, 19 p.

VESSEREAU. Une propriété peu connue : l'intervalle de confiance de la mediane. **Statistique Appliquée**, v. 35, p. 5-8, 1987.

VILENKIN, N. I. A. **Combinatorial mathematics for recreation**. Moscow: MIR Publishers, 1972. 207 p.

WALPOLE, R. E. **Introduction of statistics**. New York: MacMillan Co. / Collier-McMillan Ltd., 1969. 365 p.

WALPOLE, R. E.; MYERS, R. H.; MYERS, S. L.; YE, K.

Probability and statistics for engineers and scientists. 8th ed. New York: Pearson-Prentice Hall, 2007. 816 p.

WASHINGTON, R.; TODD, M. C. Atmospheric controls on mineral dust emission from the bodélé depression, chad: the role of the low level jet. **Geophysical Research Letters**, v. 32, p. 5 , 2005,

WEBSTER, P. J. et al., Changes in tropical ciclone number, duration and intensity in a warming environment. **Science**, v. 309, n. 5742, p. 1844-1846, 2005.

WICHURA, M. J. Algorithm AS241, the percentage points of the normal distribution. **Applied Statistics**, v. 37, n. 3, p. 477-484, 1988.

WILCOX, R. **Basic statistics:** understanding conventional methods and modern insights. Oxford-UK: Oxford University Press, 2009. 330 p.

WILCOX, R. **Introduction to robust estimation and hypothesis testing.** 3th ed. Amsterdam: Elsevier/Academic Press, 2012. 608 p.

WILKS, D. S. **Statistical methods in the atmospheric sciences.** International Geophysics Series. 2nd ed. Amsterdam: Elsevier 2006. 627 p.

WINE, R. L. **Statistics for scientists and engineers.** New Delhi: Prentice-Hall of India, 1966. 671 p.

WITWORTH, W. A. **Choice and chance, with 1,000 exercises.** Cambridge: Deighton & Bell, 1870.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

XAVIER, T. M. B. S.; XAVIER, A. F. S.; SILVA-DIAS, M. A. F. da. Evolução da precipitação diária num ambiente urbano: o caso da cidade de São Paulo. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 9, p. 43-53, 1994.

XAVIER, T. M. B. S.; SILVA, M. E. S. Apostila para o minicurso II: estatística aplicada à climatologia. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE CLIMATOLOGIA GEOGRÁFICA, 9., 2010. Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: [s.n.], 2010.

XAVIER, T. M. B. S. Avanços na área de climatologia no Brasil: algumas considerações. **Boletim da Sociedade Brasileira de Meteorologia**, v. 30, n. 2-3, p. 53-61, ago./nov. 2006.

XAVIER, T. M. B. S. **Tempo de chuva**: estudos climáticos e de previsão para o Ceará e Nordeste Setentrional. Fortaleza: ABC Editora, 2001. 478 p.

XAVIER, T. M. B. S.; XAVIER, A. F. S. Avaliação dos modelos do tempo de chuva na previsão da quadra chuvosa no Ceará para 1997-2009 e ocorrência de extremos. In: SIMPÓSIO INTERNACIONAL DE CLIMATOLOGIA, 3., 2009, Canela. **Anais...** Canela: Sociedade Brasileira de Meteorologia, 2009.

XAVIER, T. M. B. S.; XAVIER, A. F. S. Avaliação de chuvas pós-estacionais (junho-julho-agosto) no Ceará e Nordeste setentrional: séculos XIX-XXI. In: SIMPÓSIO INTERNACIONAL DE CLIMATOLOGIA, outubro, 2009, Canela [apresentação, 42 slides], **Anais...** Canela: Sociedade Brasileira de Meteorologia, 2009.

XAVIER, T. M. B. S. Modelagem estatístico-estocástica: 1. previsão de extremos: 2. sistemas atmosférico-ocêânicos. In: ENCONTRO SULBRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 2009, Santa Maria. **Palestra...** Santa Maria: Universidade Federal de Santa Maria, 2009.

XAVIER, T. M. B. S.; XAVIER, A. F. S. Análise combinatória. Cap. 0, p. 1-35. In: _____. **Probabilidade: teoria e problemas.** (Coleção Universitária de Problemas). Rio de Janeiro: LTC-Livros Técnicos e Científicos, 1974. 262 p.

XAVIER, A. F. S. (Coord.) et al., **Noções de estatística no ensino de matemática de 1º grau:** livro do aluno - Projeto MEC-PREMEN / UFC. Fortaleza: Universidade Federal do Ceará, 1975. 117 p.

XAVIER, T. M. B. S.; XAVIER, A. F. S. O Planeta Terra: aquecimento global e mudanças climáticas. **Boletim da Sociedade Brasileira de Meteorologia**, v. 31, n. 1, p. 73-80, 2007.

XAVIER, T. M. B. S.; XAVIER, A. F. S. Modelo de poisson generalizado: aplicações em meteorologia. In: VI CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, v. 6., p. 220-224, Salvador-BA, 1990, [S.l.]. **Anais...** [S.l.: s.n.], 1990.

XAVIER, T. M. B. S.; XAVIER, A. F. S. Modelo generalizado de poisson: aplicações em meteorologia e climatologia. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 6, n. 2, p. 503-511, 1991.

XAVIER, A. F. S.; XAVIER, T. M. B.S. Ajuste de um modelo de poisson generalizado a dados meteorológicos: aspectos teóricos. In: VII CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, v. 1, p. 372-376, São Paulo-SP, 1992.. **Anais...** São Paulo: [s.n.], 1992.

XAVIER, A. F. S.; XAVIER, T. M. B. S.; GOMES, M. J. N. Uma Lei Poissoniana generalizada e sua aplicação a eventos de 'contágio' em biologia e epidemiologia. In: **Simpósio internacional de climatologia**, 2005, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: [s.n.], 2005. 1 CD-ROM.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

XAVIER, T. M. B. S.; XAVIER, A. F. S. Modèle de Poisson généralisée: applications en météorologie et climatologie. In: **Seminaire du laboratoire de statistique et probabilité**, 1992, [S.l.]. **Anais...** [S.l.]: U.F.R. de Mathématiques Pures et Appliquées, Lille-France, Univ. Lille I-France, 1992a.

XAVIER, T. M. B. S.; XAVIER, A. F. S. Remarques sur la loi de Poisson généralisée de goralski-cammileri et étude du processus ponctuel associé. In: Seminaire du laboratoire de statistique et probabilité, 1992, [S.l.]. **Anais...** [S.l.]: U.F.R. de Mathématiques Pures et Appliquées, Univ. Lille I-France, 1992b.

XAVIER, T. M. B. S.; PEREIRA FILHO, A. J. Análise das Medições e Observações Meteorológico-Climáticas de Superfície. Cap. 6, p. 125-231. In: PEREIRA, F.; SANTOS, P. M. dos; XAVIER, T. de M. B.S. (Org.). **Evolução do tempo e do clima na Região Metropolitana de São Paulo**: obra comemorativa dos 60 anos de Incorporação do IAG à USP: 1946-2006: 75 anos da Estação Meteorológica do IAG-USP. São Paulo-SP: IAG-Universidade de São Paulo, 2007. 281 p.

XAVIER, T. M. B. S.; XAVIER, A. F. S.; AQUINO, M. D. de. Análise estatística da evaporação em superfícies livres no Semiárido Nordeste, via modelos lineares generalizados. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 5., 1988, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: [s.n.], 1988. V. 1.

XAVIER, T. M. A. B. S.; XAVIER, A. F. S.; SILVA-DIAS, M. A. F. da. Evolução da precipitação diária num ambiente urbano: o caso da cidade de São Paulo. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 9, n. 1, p. 44-53, 1994.

XAVIER, T. M. B. S.; XAVIER, A. F. S. Alterações climáticas urbanas em Fortaleza-Ceará (1974-95). In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 9., 1996, Campos do Jordão. **Anais...** Campos do Jordão: [s.n.], 1996.

XAVIER, T. M. B. S.; XAVIER, A. F. S. Análise de mudanças climáticas urbanas na Região Metropolitana de Fortaleza (1974-95). In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE RECURSOS HÍDRICOS, 12., 1997, Vitória. **Anais...** Vitória: ABRH, 1997.

XAVIER, T. M. B. S.; PEREIRA F. A. J.; XAVIER, A. F. S. Aumento das temperaturas médias diárias, mensais e trimestrais, e queda da umidade relativa na estação meteorológica do IAG-USP, Parque das Fontes do Ipiranga, São Paulo-SP, no período 1936-2005. In: SIMPÓSIO INTERNACIONAL DE CLIMATOLOGIA, 2., 1997, [S.l.]. **Anais...** [S.l.]: SBMET, 1997.

XAVIER, T. M. B. S.; PEREIRA FILHO, A. J. Flutuações da pluviometria na estação do IAG-USP, Parque das Fontes do Ipiranga, São Paulo-SP, no período 1936-2005. In: SIMPÓSIO INTERNACIONAL DE CLIMATOLOGIA, 2., 1997, [S.l.]. **Anais...** [S.l.]: SBMET, 1997a.

XAVIER, T. M. B. S.; PEREIRA FILHO, A. J. Variações de intensidade, componentes e direção do vento de superfície na Estação Meteorológica do IAG-USP, Parque das Fontes do Ipiranga, São Paulo-SP, e suas relações com o meio urbano: 1936-2005. In: SIMPÓSIO INTERNACIONAL DE CLIMATOLOGIA, 2., 1997, [S.l.]. **Anais...** [S.l.]: SBMET, 1997b.

XAVIER, T. M. B. S. Alterações climáticas urbanas em Fortaleza-Ceará: 1974-1995. Cap. 12, p. 385-407 In: _____. **Tempo de chuva:** estudos climáticos e de previsão para o Ceará e Nordeste Setentrional. Fortaleza: ABC Editora, 2001. 478 p.

XAVIER, T. M. B. S.; SILVA-DIAS, M. A. F. da; XAVIER, A. F. S. Impact of ENSO episodes on the autumn rainfall patterns near São Paulo. **International Journal of Climatology**, v. 15, p. 571-584, 1996.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

XAVIER, T. M. B. S.; XAVIER, A. F. S.; SILVA-DIAS, P. L. da. Temperature changes at São Paulo-Brazil. In: CONFERENCE ON ENVIRONMENTAL METRICS IN BRAZIL, INTERNATIONAL CONFERENCE OF QUANTITATIVE METHODS ON ENVIRONMENTAL SCIENCES, 7 July 1996, São Paulo, SP, **Abstracts...** [s.n.], São Paulo: University of São Paulo, 1996.

XAVIER, T. M. B. S.; XAVIER, A. F. S. **Modelos lineares generalizados na explicação e previsão da chuva no Estado do Ceará (1964-91)**. p. 303-307. In: CLARKE, R. T.; CHAUDHRY, F.; BAPTISTA, M. (Ed.), Desenvolvimento Sustentável dos Recursos Hídricos, Artigos Seleccionados do XII Simpósio Bras. de Recursos Hídricos e II Simpósio de Hidráulica dos Países de Língua Portuguesa, 5-10 nov. 1995. São Paulo: ABRH-Associação Brasileira de Recursos Hídricos, 1995, Vol. 1, 454 p.

XAVIER, T. M. B. S.; XAVIER, A. F. S. **Papel da componente meridional do vento na Costa do Nordeste do Brasil para a previsão de chuva no Estado do Ceará**. pp. 537-543. In: CLARKE, R. T.; CHAUDHRY, F.; BAPTISTA, M. (Ed.), Desenvolvimento Sustentável dos Recursos Hídricos, Artigos Seleccionados do XII Simpósio Bras. de Recursos Hídricos e II Simpósio de Hidráulica dos Países de Língua Portuguesa, 5-10 nov. 1995. São Paulo: ABRH-Associação Brasileira de Recursos Hídricos, 1995, Vol. 1, 454 p.

XAVIER, T. M. B. S.; XAVIER, A. F. S.; ALVES, J. M. B. Evidências de variações climáticas no Atlântico intertropical no período 1964-1999. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 2000, Brasília, DF. **Anais...CD-ROM**, Brasília, DF: [s.n.], 2000, p. 976-985

XAVIER, T. M. B. S. Chuvas de julho no Ceará no período 1964-2000. Cap. 11, p. 365-383. In: _____. **Tempo de chuva: estudos climáticos e de previsão para o Ceará e o Nordeste setentrional**. Fortaleza: ABC Editora, 2001. 478 p.

XAVIER, A. F. S.; XAVIER, T. M. B. S. Efeitos do tsunami de dez./2004 no Porto das Dunas/Aquiraz/Ceará: relato pessoal, janeiro 2005. Slide #31 In: _____ **Aquecimento do Mar e Vulnerabilidade de Águas Costeiras no Brasil**. Apresentação powerpoint, 41 slides. IV Conferência Regional sobre Mudanças Globais: O Plano Brasileiro de um Futuro Sustentável. São Paulo: IEA-USP, 2011.

XAVIER, T. M. B. S.; XAVIER, A. F. S. Aumentos dramáticos da TSM/SST em áreas e subáreas do Atlântico Intertropical Leste no período 1964-2005. In: SIMPÓSIO INTERNACIONAL DE CLIMATOLOGIA, 2005, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: [s.n.], 2005. 1 CD-ROM.

XAVIER, T. M. B. S. et al. Aumentos dramáticos da TSM/SST em áreas e subáreas do Atlântico intertropical na costa africana do Atlântico intertropical (1950/1964-2005): implicações sobre eventos dramáticos nas Américas. In: CONFERÊNCIA LUSÓFONA SOBRE O SISTEMA TERRA, 1., 2006, Lisboa. **Anais...** Lisboa: [s.n.], 2006.

XAVIER, T. M. B. S.; XAVIER, A. F. S.; ALVES, J. M. B. Mudanças climáticas no Atlântico e sua análise exploratória pela linguagem R: 1: TSM nas adjacências da costa africana, 1964-2005. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 14., 2006, Florianópolis. **Anais...** Florianópolis: SBMET-Sociedade Brasileira de Meteorologia, 2006. 1 CD-ROM.

XAVIER, T. M. B. S.; XAVIER, A. F. S.; ALVES, J. M. B. Mudanças climáticas no Atlântico e sua análise exploratória pela linguagem R: 2: TSM nas proximidades das Américas, 1964-2005. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 14., 2006, Florianópolis. **Anais...** Florianópolis: Editora, 2006b. 1 CD-ROM.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

XAVIER, T. M. B. S.; XAVIER, A. F. S. Aquecimento do mar e vulnerabilidade de áreas costeiras no Brasil. In: CONFERÊNCIA REGIONAL SOBRE MUDANÇAS GLOBAIS: MEMORIAL DA AMÉRICA LATINA, 4., 2011, [S.l.]. **Anais...** [S.l.: s.n.], 2011.

XAVIER, T. M. B. S. Chuvas intensas em janeiro/fevereiro 2004 no Ceará e a previsão em anos de neutralidade no Pacífico. **Boletim da Sociedade Brasileira de Meteorologia**, v. 29, n. 1, p. 17-26, mar. 2005.

XAVIER, T. M. B. S.; XAVIER, A. F. S. Papel da componente meridional do vento na costa do Nordeste para a previsão da chuva no Estado do Ceará. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE RECURSOS HÍDRICOS, 12., 1997, Vitória. **Anais...** Vitória: [s.n.], 1997.

XAVIER, T. M. B. S.; XAVIER, A. F. S. Análise do papel das temperaturas oceânicas no Atlântico e Pacífico e outras co-variáveis na chuva no Ceará. CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA; SIMPÓSIO BRASILEIRO DE CLIMATOLOGIA; CONGRESSO DA FLISMET, 8., 1998, Anais / CD_ROM do X Brasília, Out. 1998

XAVIER, T. M. B.S. et al. Componente meridional do vento na Costa do Nordeste a ZCIT: relações com a chuva (1964-98). In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA; SIMPÓSIO BRASILEIRO DE CLIMATOLOGIA, 1.; CONGRESSO DA FLISMET, 8., 1998, Fortaleza. **Anais...** Brasília, DF: [s.n.], 1998. 1 CD-ROM.

XAVIER, T. M. B. S. Influências dos oceanos sobre a chuva. Cap. 9, p. 293-317. In: _____. **Tempo de chuva:** estudos climáticos e de previsão para o Ceará e o Nordeste Setentrional. Fortaleza: ABC Editora, 2001. 478 p.

XAVIER, T. M. B. S.; XAVIER, A. F. S. Os campos da TSM: temperatura da superfície do Mar na Bacia do Atlântico Intertropical e as chuvas no Ceará em anos com Oceano Pacífico neutro: 1964-2001. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 12., 2002, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: GB, 2002. 1 CD-ROM.

XAVIER, T. M. B. S. et al. Interrelações entre Eventos ENOS (ENSO), a ZCIT (ITCZ) no Atlântico e a chuva nas bacias hidrográficas do Ceará. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**. Número especial sobre o Semiárido nordestino. v. 8, n. 2, p. 111-126, 2003.

XAVIER, T. M. B. S. et al. Campos da TSM: Temperatura da Superfície do Mar na Bacia do Atlântico Intertropical e as chuvas no Ceará em anos com Pacífico Neutro: 1964-2001. **Boletim da Sociedade Brasileira de Meteorologia**, v. 27, n. 2, p. 19-37, 2003.

XAVIER, T. M. B. S.; SILVA, M. E. S. Apostila para o minicurso II: estatística aplicada à climatologia. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE CLIMATOLOGIA GEOGRÁFICA, 9., 2010, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: [s.n.], 2010. 77 p.

XAVIER, T. M. B. S. A Zona de Convergência Intertropical: ZCIT e a dinâmica pluviométrica no Estado do Ceará. In: SEMINÁRIO DO MESTRADO ACADÊMICO EM GEOGRAFIA, 5., 2002, Fortaleza. **Palestra...** Fortaleza: UECE, 2002.

XAVIER, T. M. B. S. O conceito de Dipolo do vento no Atlântico. In: REUNIÃO PIRATA EXTENSION-WEST, 1., 2000, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: [s.n.], 2000.

XAVIER, T. M. B. S. Relações entre eventos ENOS, a ZCIT e a chuva nas bacias hidrográficas. In: _____. **Tempo de chuva: estudos climáticos e de previsão para o Ceará e o Nordeste Setentrional**. Fortaleza: ABC Editora, 2001. 478 p. Cap. 10, p. 319-364.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- XAVIER, T. M. B. S.; XAVIER, A. F. S. Os campos da TSM: Temperatura da Superfície do Mar na Bacia do Atlântico Intertropical e as chuvas no Ceará em anos com Oceano Pacífico neutro: 1964-2001. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 12., 2002, Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu: [s.n.], 2002. 1 CD-ROM.
- XAVIER, T. M. B. S. et al. Campos da TSM: Temperatura da Superfície do Mar no Atlântico Intertropical e as chuvas no Ceará em anos com Oceano Pacífico Neutro. **Boletim da Sociedade Brasileira de Meteorologia**, v. 27, n. 2, p. 19-27, 2003a.
- XAVIER, T. M. B. S.; XAVIER, A. F. S. Oscilação Decadal do Pacífico (PDO-Pacific Decadal Oscillation) e eventos no Atlântico Intertropical e no Nordeste Setentrional do Brasil. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 13., 2004, [S.l.]. **Anais...** [S.l.: s.n.], 2004. 16 p.
- XAVIER, T. M. B. S. Chuvas intensas em janeiro/fevereiro 2004 no Ceará e a previsão em anos de neutralidade no Pacífico. **Boletim da Sociedade Brasileira de Meteorologia**, v. 28/29, n. 1, 2004/2005.
- XAVIER, T. M. B. S.; XAVIER, A. F. S.; ALVES, J. M. B. A ODP: Oscilação decadal do Pacífico e relações com eventos no Atlântico Intertropical e no Nordeste Setentrional do Brasil. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 14., 2006, [S.l.]. **Anais...** [S.l.: s.n.], 2006. 22 p.
- XAVIER, T. M. B. S.; XAVIER, A. F. S.; SILVA-DIAS, P. L. da. A ODP: Oscilação Decadal do Pacífico e suas relações com eventos oceânicos (Pacífico Sul e Atlântico Intertropical) e as chuvas no Nordeste Setentrional do Brasil. In: Congresso Brasileiro de Meteorologia, 15., 2008, [S.l.]. **Anais...** [S.l.: s.n.], 2008.

XAVIER, T. M. B. S.; XAVIER, A. F. S. Classificação e Monitoração de Períodos Secos e Chuvosos e Cálculo de Índices Pluviométricos no Nordeste do Brasil. **Revista Brasileira de Engenharia - Caderno de Recursos Hídricos**, v. 2, n. 5, p. 7-32, 1987a.

XAVIER, T. M. B. S.; XAVIER, A. F. S. Aplicação de Filtragem Binária no Estudo da Ocorrência de Períodos Secos ou Chuvosos no Nordeste Brasileiro, **Anais do 7o. Simpósio Brasileiro de Hidrologia e Recursos Hídricos / 3o Simpósio Luso-Brasileiro de Hidráulica e Recursos Hídricos, Salvador-Bahia-Nov. 87**, v. 2, p. 617-629, 1987b

XAVIER, T. M. B. S.; XAVIER, A. F. S. Bynary Filtering for the Study of Persistence and Alternance of Dry and Wet Years in Northeast-Brazil, **Extended Abstract of Papers presented at the 3d WMO Symposium on Meteorological Aspects of Tropical Droughts with emphasis on long-range forecasting, Niamey-Nigeria**, WMO/TD 353, p. 247-254, Geneva, 1990.

XAVIER, T. M. B. S.; XAVIER, A. F. S. Caracterização de períodos secos ou excessivamente chuvosos no Estado do Ceará através da técnica dos quantis: 1964-1998. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 14, n. 2, p. 63-78, 1999.

XAVIER, T. M. B. S.; REBELLO, E. R. G.; SILVA, J. F. da. **A técnica dos quantis e suas aplicações em meteorologia, climatologia e hidrologia**. Brasília, DF: Thesaurus, 2002. 144 p.

XAVIER, T. M. B. S.; XAVIER, A. F. S.; ALVES, J. M. B. **Quantis e eventos extremos: aplicações em ciências da terra e ambientais**. Fortaleza: RDS Editora, 2007. 278 p.

YOSHINO, M. M. **Climate in a small area: an introduction to local meteorology**. Tokyo: University of Tokyo Press, 1975. 549 p.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

YOULIN, Y.; SQUIRES, V.; QI, L. (Ed.). **Global alarm: dust and sandstorms from the world's dryland**. Bangkok: UNCCD-United Nations, 2001. 343 p.

ZAHIBO, N. Transatlantic propagation of 1755 tsunami and its effects on the French West Indies. **The Open Oceanography Journal**, v. 5, n. 30-41, 2011.

ZELEN, M.; SEVERO, N. C. Probability Function. In: **Handbook of Mathematical Functions**, Edited by M. Abramowitz and I. A. Stegun, Applied Mathematics Series, 55, 925–995, 1964

ZENDER, C. S. **Arctic climate effects of black carbon**. Written testimony to the oversight and government reform committee, 18 october 2007. Washington-DC: United States House of Representatives, 2007. 8 p.

ZENDER, C. S, **Dirty snow may warm Arctic as much as greenhouse gases**, Today@UCI-University of California, Irvine-Cal, June 6, 2007.

